

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Modelování dopadu výkyvů cen ropy na volatilitu akciových trhů

Modelling the Impact of Oil Price Fluctuations on the Volatility of Stock Markets

Student: Bc. Antonín Konečný

Vedoucí diplomové práce: Ing. Petr Sed'a, Ph.D.

Ostrava 2015

Zadání diplomové práce

Student:

Bc. Antonín Konečný

Studijní program:

N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor:

6202T010 Finance

Téma:

Modelování dopadu výkyvů cen ropy na volatilitu akciových trhů
Modelling the Impact of Oil Price Fluctuations on the Volatility of Stock
Markets

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Charakteristika akciových a komoditních trhů
 3. Vlastnosti finančních časových řad
 4. Metody modelování volatility
 5. Empirické odhady modelů volatility
 6. Shrnutí výsledků
 7. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

ARTL, Josef a Markéta ARTLOVÁ. *Finanční časové řady*. 1. vyd. Praha: Grada, 2003. 220 s. ISBN 80-247-0330-0.
CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
FRANKE, Jürgen and Christian M. HAFNER. *Statistics of financial markets: an introduction*. 3rd ed. Berlin: Springer, 2011. 599 s. ISBN 978-3-642-16520-7.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Petr Sed'a, Ph.D.**

Datum zadání: 21.11.2014

Datum odevzdání: 25.04.2015

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry



prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracoval samostatně. Přílohu č. 1 až 4, dané mi k dispozici, jsem samostatně doplnil.“

V Ostravě dne 25. dubna 2015


.....
Antonín Konečný

Poděkování

Na tomto místě bych velmi rád poděkoval Ing. Petru Sedřovi, Ph.D. za odborné vedení, poskytnuté rady a cenné připomínky při zpracování diplomové práce.

Obsah

1 Úvod	5
2 Charakteristika akciových a komoditních trhů.....	8
2.1 Význam a charakteristika akciových trhů	8
2.1.1 Základní členění akciových trhů	8
2.1.2 Charakteristika a význam burzovních trhů.....	10
2.1.3 Obecná charakteristika a způsoby výpočtu akciových indexů	10
2.1.4 Charakteristika vybraných akciových indexů	12
2.2 Charakteristika komoditních trhů	15
2.2.1 Základní znaky zastupitelných komodit.....	15
2.2.2 Obchodování na komoditních trzích	15
2.3 Vývoj komodity ropa	16
2.3.1 Ropný trh a jeho aktéři	16
2.3.2 Druhy ropy	17
2.3.3 Ropné šoky	18
2.4 Přehled studií zabývajících se problematikou korelace mezi akciovými trhy a cenou ropy	18
3 Vlastnosti finančních časových řad.....	21
3.1 Předpoklady finančních časových řad	21
3.1.1 Normalita.....	22
3.1.2 Linearita.....	22
3.1.3 Stacionarita	23
3.2 Charakteristické vlastnosti finančních časových řad	23
3.3 Vliv mikrostruktury trhu na vlastnosti finančních časových řad	25
4 Metody modelování volatility	26
4.1 Volatilita	26
4.2 Jednorozměrné modely volatility.....	27

4.2.1	Lineární modely volatility – modely ARCH	27
4.2.2	Lineární modely volatility – modely GARCH	31
4.2.3	Nelineární modely volatility	32
4.2.4	Testování stacionarity	33
4.2.5	Diagnostická kontrola modelu	35
4.2.6	Kritéria pro volbu modelu	37
4.3	Vícerozměrné modely volatility GARCH	38
4.4	Vícerozměrný model GARCH s dynamickými podmíněnými korelacemi DCC	40
4.4.1	Konstrukce standardizovaných reziduí	40
4.4.2	Korelace standardizovaných reziduí	41
4.4.3	Normování kvazi-korelační matice	43
4.4.4	Odhad modelu DCC	43
5	Empirické odhady modelů volatility	46
5.1	Vývoj ceny ropy a identifikace ropných šoků	46
5.2	Volba dat a jejich statistická analýza	50
5.2.1	Členění testovacích období	50
5.2.2	Výnos a jeho definice	51
5.2.3	Deskriptivní statistiky a test normality	53
5.2.4	Test stacionarity výnosů zkoumaných dat	55
5.2.5	Test heteroskedasticity výnosů zkoumaných dat	56
5.3	Odhad jednorozměrných modelů volatility	57
5.3.1	Testování reziduí odhadnutých modelů	60
5.3.2	Grafické vyjádření volatility	62
5.4	Odhady modelu DCC GARCH a dynamických podmíněných korelací	66
5.4.1	Dynamic Conditional Correlation GARCH v prvním období	66
5.4.2	Dynamic Conditional Correlation GARCH v druhém období	70
5.4.3	Komparace výsledků dle odhadů modelu DCC GARCH a OGARCH	73

6 Shrnutí výsledků	76
7 Závěr	80
Seznam použité literatury	84
Seznam zkratek	90
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
Seznam příloh	
Přílohy	

1 Úvod

Ropa patří mezi nejvýznamnější komodity na světě a představuje strategicky zásadní surovinu petrochemického průmyslu. Samotná ropa či ropné produkty jsou nezbytnou součástí každodenního života, a proto změny ceny této komodity mají dopad na každého spotřebitele. Možný negativní dopad růstu ceny této komodity na ekonomiky zemí celého světa se postupně stal stěžejním tématem mnoha analýz a odborných publikací.

Události v druhé polovině 20. století totiž poukazují na signifikantní propojenost ropy, jakožto strategické komodity, s vývojem světového hospodářství. Vysoká volatilita pozorovaná především v 70. letech minulého století v období tzv. ropných šoků měla katastrofální důsledky na ekonomickou aktivitu importujících zemí, které nakonec způsobily celosvětovou hospodářskou recesi. Zájem o toto atraktivní téma opět zintenzivnil vlivem turbulentního vývoje ceny ropy v posledním desetiletí zejména v kontextu s ekonomickou krizí. Dle mnohých ekonomů měl prudký cenový nárůst ropy nepochybný podíl na rozsahu zranitelnosti zasažených zemí. Na druhou stranu i světová hospodářská recese měla výrazný dopad na vývoj na ropném trhu.

Hlavním cílem této práce je modelování dopadu výkyvů cen ropy na volatilitu akciových trhů pomocí vícerozměrných modelů volatility v období od 3. ledna 2000 do 31. prosince 2014. Pro účely této práce byly vybrány časové řady indexů akciových trhů Francie a Německa reprezentující ekonomiky závislé na dovozu ropy, indexů akciových trhů Spojeného království a Ruské federace zastupující ekonomiky vyvážející ropu a spotové ceny ropy Brent. V práci jsou analyzovány denní výnosy jednotlivých časových řad. V souladu s cílem diplomové práce jsou dopady turbulencí ve vývoji ceny ropy na volatilitu akciových indexů analyzovány prostřednictvím vícerozměrného modelu GARCH s časově proměnnými podmíněnými korelacemi DCC.

Z hlavního cíle předkládané diplomové práce vychází několik dílčích cílů, jež jsou v práci dále řešeny:

- posouzení vhodnosti použití navržených vícerozměrných modelů volatility,
- hodnocení stability výsledků ve stanovených obdobích při rozlišení akciových trhů zemí na ekonomiky závislé na dovozu ropy a ekonomiky vyvážející ropu,
- analýza podmíněných korelací mezi ropou a akciovými trhy s ohledem na původ ropných šoků.

Předkládaná diplomová práce je systematicky rozdělena do sedmi kapitol, včetně úvodu a závěru. Druhá, třetí a čtvrtá kapitola tvoří teoreticko-metodologickou část a kapitola pátá a šestá tvoří empirickou neboli aplikačně-ověřovací část.

V druhé kapitole je nejprve přiblížena podstata a význam akciových trhů včetně základního členění, přičemž větší pozornost je věnována sekundárnímu burzovnímu trhu. Následně jsou obecně charakterizovány akciové indexy včetně popisu způsobů jejich výpočtu a poté jsou popsány konkrétní akciové indexy vybraných zemí v souladu s cílem předkládané práce. Další podstatnou částí této kapitoly je vymezení komoditních trhů včetně naznačení principu obchodování na komoditních trzích. V návaznosti na komoditní trhy je pak blíže specifikována komodita ropa, jež představuje klíčový determinant akciových trhů, poněvadž představuje hlavní předmět zkoumání diplomové práce. V rámci této části kapitoly jsou vymezeny jednotlivé druhy ropy, je definován pojem ropný šok v souvislosti s cenovým vývojem ropy od 70. let minulého století a nakonec je zpracován přehled studií zabývajících se problematikou korelace mezi akciovými trhy a cenou ropy.

Třetí kapitola je věnována charakteristickým vlastnostem finančních časových řad. Nejprve jsou popsány předpoklady a charakteristické vlastnosti finančních časových řad. V této kapitole je rovněž objasněn vliv mikrostruktury finančního trhu na vlastnosti finančních časových řad.

Ve čtvrté kapitole jsou teoreticky vymezeny metody modelování volatility. V první části kapitoly je definován pojem volatilita. Následně jsou blíže charakterizovány lineární a nelineární modely podmíněné heteroskedasticity a jejich modifikace včetně naznačení konstrukce jednotlivých jednorozměrných modelů volatility. Blíže je specifikován postup při odhadu a řešení modelu ARCH. Následně je objasněn postup diagnostické kontroly modelů a kritéria pro jejich volbu. Druhou obsáhlou část této teoreticko-metodologické kapitoly tvoří popis a formulace vícerozměrných modelů volatility, přičemž stěžejní část je pak představována vymezením vícerozměrného modelu GARCH s časově proměnnými podmíněnými korelacemi DCC, který je aplikován na vybrané vícerozměrné časové řady logaritmických výnosů.

Pátá kapitola je věnována praktické aplikaci statistických a ekonometrických metod popsaných ve čtvrté kapitole. Tato aplikačně-empirická kapitola tvoří stěžejní část diplomové práce. Nejprve je popsán vývoj ceny ropy, kdy jsou identifikovány jednotlivé ropné šoky a vymezen původ těchto způsobených cenových šoků. Poté jsou časové řady akciových indexů a ceny ropy Brent rozděleny do dvou různě dlouhých testovacích období. Tato data jsou však následně upravena na jednodenní logaritmované výnosy, které jsou již statisticky

analyzovány a podrobeny testu normality, stacionarity a heteroskedasticity. Po těchto diagnostických testech je proveden samotný odhad lineárních či nelineárních jednorozměrných modelů volatility, jejichž standardizovaná rezidua jsou následně otestována. Vývoj podmíněného rozptylu, jímž je volatilita reprezentována, je pak pro každý model graficky znázorněn a stručně okomentován. Na základě zkonstruovaných jednorozměrných modelů volatility lze provést odhady vícerozměrného modelu DCC GARCH a dynamických podmíněných korelací. Prostřednictvím standardizovaných reziduí jsou odhadnuty dynamické parametry mean-reverting modelu a s využitím dvou-krokové metody maximální věrohodnosti je odhadnut model DCC a jsou stanoveny dynamicky podmíněné korelace mezi časovými řadami akciových indexů a ropou Brent. Podmíněné korelace jsou následně graficky zobrazeny, aby bylo možné identifikovat signifikantní zlomy v korelačním trendu. V závěru kapitoly je uvedena komparace podmíněných korelací dle modelu DCC GARCH a modelu OGARCH, jehož výstupem jsou konstantní podmíněné korelace.

Šestá kapitola je věnována přehlednému shrnutí všech výsledků z aplikační části v členění dle jednotlivých použitých metod.

V závěru jsou komplexně zhodnoceny dosažené výsledky v rámci naplnění cíle diplomové práce a jsou nabídnuty možnosti k rozšíření dané problematiky.

Veškeré výpočty, jež jsou v diplomové práci obsaženy, jsou realizovány v prostředí programu EViews.

2 Charakteristika akciových a komoditních trhů

V rámci této kapitoly jsou nejprve charakterizovány akciové trhy a jejich základní členění. Poté je objasněna podstata a význam burzovníctví a uvedeny základní skutečnosti související s burzovním obchodováním. V další části je vymezen princip a způsob výpočtu akciových indexů a následně jsou popsány konkrétní vybrané akciové indexy. Stěžejní částí této kapitoly pak je především bližší specifikace fungování komoditních trhů, přičemž pozornost je věnována komoditě ropa v souladu s cílem diplomové práce včetně detailnějšího členění. Kapitola je založena zejména na následujících publikacích: Baláž (2001), Dědič (1992), Jílek (2009), Jílek (2010), Musílek (2011), Veselá (2011).

2.1 Význam a charakteristika akciových trhů

Akciové trhy bezpochyby patří mezi nejvíce se rozvíjející trhy v ekonomické oblasti, a to jak z kvalitativního hlediska, kdy dochází ke zkvalitňování obchodovaných instrumentů v rámci finančního inženýrství, tak z kvantitativního hlediska v souvislosti s rostoucím objemem uskutečněných obchodů.

Obecně podstatou funkce finančního trhu, jehož nedílnou součástí je akciový trh, je transfer volných finančních prostředků od subjektů, které jich mají přebytek, k subjektům, které trpí jejich nedostatkem za účelem jejich efektivního využití. Subjekty disponující přebytky finančních prostředků mají zájem poskytovat tyto prostředky za podmínek, které minimalizují rizika, zajišťují jejich dobrou likviditu, a to vše s cílem maximálního zhodnocení. Naopak subjekty poptávající finanční přebytky pro své investiční záměry mají zájem minimalizovat pořizovací náklady a optimalizovat období, kdy mohou nakládat s těmito prostředky. První z výše uvedených subjektů nazýváme investory, kteří prostřednictvím finančních investic chtějí zhodnotit své volné finanční prostředky, a druhou skupinou tvoří emitenti, kteří investorům výměnou za jejich finanční prostředky nabízí protihodnotu v podobě finančního instrumentu (Pavlát, 2003).

2.1.1 Základní členění akciových trhů

Akciové trhy prezentují jednu z možných variant pro umístění volných finančních prostředků v rámci investic do finančních instrumentů. Vedle finančních instrumentů lze volné peněžní prostředky umístit též do reálných investičních instrumentů, jako jsou například drahé kovy, nemovitosti či umělecké předměty a díla. Rozhodnutí o konkrétní alokaci volných peněžních prostředků činí investoři na základě analýzy vztahu očekávaného výnosu vzhledem k očekávanému riziku, aby byla zajištěna maximální efektivnost.

Trhy cenných papírů, jejichž nedílnou součástí jsou akciové trhy, lze tedy z hlediska obchodovaných instrumentů kategorizovat na trhy:

- akcií,
- dluhopisů, kde předmětem transakcí jsou vládní, bankovní či podnikové dluhopisy,
- finančních derivátů (opce, futures, forwards, swapy), jež v globálním měřítku v posledních letech velmi expandují.

Dle Musílka (2011, s. 34): „Trhem cenných papírů rozumíme systém ekonomických vztahů a institucí zprostředkujících soustředění, alokaci a realokaci volných peněžních prostředků prostřednictvím cenných papírů nebo instrumentů, které jsou odvozeny od různých druhů finančních nebo nefinančních aktiv (např. deriváty)“.

Podle kritéria, jak mohou vstupovat účastníci na trh, lze rozlišit kapitálový trh na primární a sekundární. Na primárním trhu jsou směňovány volné finanční prostředky investorů za nově emitované investiční nástroje emitentů, investor se stává jejich prvním majitelem a získává tzv. finanční aktivum, proto se někdy tento trh označuje jako trh nových cenných papírů. Emisní obchody včetně všech patřičných náležitostí může emitent na primárním trhu provádět buď ve své vlastní kompetenci, tzv. vlastní emise, nebo prostřednictvím investiční banky či obchodníka s cennými papíry, tj. cizí emise. Operace již s primárně nakoupenými investičními nástroji jsou realizovány na trhu sekundárním, a tudíž zde dochází pouze k redistribuci již dříve emitovaných cenných papírů od prvních investorů mezi další investory. Tento trh bývá v některých publikacích označován jako trh starých cenných papírů a obchody realizované na sekundárním trhu probíhají bez přímé účasti emitenta.

Dle organizovanosti lze kapitálový trh rozdělit na organizovaný trh a neorganizovaný trh cenných papírů. Na organizovaném trhu, též označovaném jako veřejný či regulovaný trh, je nabídka a poptávka po investičních instrumentech zprostředkovávána licencovaným subjektem v souladu s platnou právní úpravou vymezenou odpovídajícími právními normami. Organizovaný trh se dále dělí na trh burzovní a mimoburzovní, přičemž mimoburzovní trhy podléhají menšímu stupni regulace v rámci obchodovaných instrumentů. Naopak neorganizovaný trh je zcela volně přístupný a transakce s investičními instrumenty na něm uskutečňované podléhají pouze individuálním požadavkům zainteresovaných stran. Pro neorganizované trhy se vžil označení over-the-counter market (OTC), což v českém ekvivalentu znamená obchodování tzv. „přes přepážku“ (Veselá, 2011).

2.1.2 Charakteristika a význam burzovních trhů

„Burzovní trh lze charakterizovat jako zvláštním způsobem organizované shromáždění subjektů, kteří osobně nebo elektronicky obchodují s přesně vymezenými instrumenty přesně vymezeným způsobem podle přesně vymezených burzovních pravidel a předpisů v přesně vymezeném čase“ (Veselá, 2011, s. 29). Burza je tedy vysoce organizovaná forma trhu a lze ji též definovat jako místo, kde dochází k vzájemné interakci nabídky a poptávky po investičních instrumentech, čímž je zabezpečeno následné vypořádání.

Fungování burzy a organizace obchodování na ní je zpravidla upraveno příslušnou burzovní legislativou, stanovami burzy, burzovním řádem a dalšími burzovními předpisy. Organizovanost spočívá v přesném vymezení okruhu osob oprávněných účastnit se obchodů, předmětu obchodu (co do kvality a kvantity), stanovení místa, času a podmínek obchodu, a právě za tímto účelem jednotlivé burzy vydávají vlastní regulativy. Podnikatelskou činností burz je organizování trhu s finančními investičními instrumenty, a proto jsou burzy při své činnosti vázány právními předpisy státu, ve kterém působí a podléhají jeho doзору. Další zásadní regulace souvisí rovněž s předmětem burzovních obchodů, jelikož předmět obchodování musí být standardizován a musí splňovat přesně vymezené podmínky pro kotaci na daném burzovním trhu, kde je v případě splnění podmínek pro kotaci kladen důraz pak na informační povinnost emitenta (Nývtová, 2007).

Burzy bývají obvykle založeny na členském principu, kdy přímý přístup na burzu je umožněn pouze členům burzy a ostatní investoři, které lze označit jako nepřímé účastníky, mohou na burze obchodovat jen prostřednictvím jejich členů, tzv. burzovních zprostředkovatelů. Burzy představují licencované instituce působící na finančních trzích, a proto na provozování podnikatelské činnosti je zapotřebí speciální povolení udělované na základě žádosti příslušným regulatorním orgánem. Souhrnným indikátorem vývoje na burzách vypovídajících o jejich výkonnosti či úspěšnosti jsou burzovní (akciové) indexy.

2.1.3 Obecná charakteristika a způsoby výpočtu akciových indexů

„Akciové indexy představují indikátory akciového trhu, které koncentrují pohyby cen mnoha akcií do jediného čísla a tak vypovídají o vývojových tendencích trhu“ (Jílek, 2009, s. 174). Hlavním smyslem akciových indexů je právě podání stručné informace o vývoji určitého akciového trhu, jelikož index jako statistický nástroj poskytuje investorům značné usnadnění v získání základních informací o situaci na trzích a snadno lze získat odpověď na otázku, zda na trhu v daný den převládli kupující či prodávající. Indexy slouží rovněž jako

měřítka průměrné výnosnosti zkoumaného trhu neboli tzv. benchmark, se kterým je srovnávána výnosnost fondů, portfolií či investičních strategií.

Akciové indexy lze členit například na výběrové a souhrnné. Souhrnné indexy obsahují veškeré akcie obchodované na daném burzovním trhu, a tudíž mají vypovídající hodnotu o celém trhu. Výběrové indexy obsahují pouze vybrané tituly, přičemž nejčastěji to bývají nejvýznamnější akciové tituly, tituly s největší tržní kapitalizací či akcie podniků určitých odvětví při tvorbě oborových či tematických indexů. Další možné členění akciových indexů představuje míra vlivu jednotlivých akcií na celkovou hodnotu indexu. Dle tohoto kritéria lze dělit indexy na cenově vážené a hodnotově vážené (Rejnuš, 2011).

Cenově vážené akciové indexy přidělují váhu akciím podle hodnoty kurzu akcie, čím vyšší tržní cena akcie, tím vyšší váha na akciovém indexu. Těžko lze hledat v současné době v tomto systému logický význam či opodstatnění, přesto cenově vážené indexy se stále používají. Obvykle je pro konstrukci cenově váženého indexu uplatňován **obyčejný aritmetický průměr**, v rámci něhož se pouze sečtou ceny jednotlivých akcií a jejich suma se vynásobí stanoveným koeficientem:

$$Index = k_t \cdot \sum_{i=1}^n P_{i,t}, \quad (2.1)$$

kde n je počet akciových titulů obsažených v indexu, $P_{i,t}$ je cena i -tého akciového titulu v čase t , k_t je koeficient v čase t , jenž zajišťuje spojitost indexu při dělení a výměně akcií v indexu, přičemž

$$k_t = k_{t-1} \cdot \frac{\text{tržní kapitalizace báze v čase } t-1}{\text{tržní kapitalizace báze v čase } t}. \quad (2.2)$$

Na rozdíl od obyčejného průměru je hodnota akciového indexu vypočteného na základě **váženého aritmetického průměru** více ovlivňována společnostmi s vyšší tržní kapitalizací. Váhy jsou určeny počtem akcií daného subjektu zahrnutých do indexu, který je dán vztahem:

$$Index = k_t \cdot \sum_{i=1}^n P_{i,t} \cdot n_{i,t}, \quad (2.3)$$

kde $n_{i,t}$ je počet i -tých akcií v čase t .

Konstrukce **hodnotově vážených akciových indexů** přidává k hledisku výše kurzu ještě množství akcií společnosti, tzv. tržní kapitalizaci nebo celkovou hodnotu volně obchodovaných akcií. Zjednodušeně prezentuje tržní kapitalizace násobek kurzu akcie a celkový počet vydaných akcií společnosti. Celková hodnota volně obchodovaných akcií (tzv. free float value) udává násobek kurzu akcie a počtu akcií volně obchodovaných

na burze. Tyto způsoby vážení dávají akciím velkých a likvidních společností větší vliv na celkovou hodnotu indexu. Vývoj indexu je zaznamenán časovou řadou, jejíž počátek je vztažen k určitému výchozímu datu, k němuž je stanoven konkrétní počet bodů označovaný jako výchozí bazická hodnota, který je následně v průběhu času postupně obměňován. Hodnotově vážený tržní index lze vyčíslit prostřednictvím následujícího vzorce:

$$Index = \frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t} \cdot q_{i,t}}{\sum_{i=1}^n P_{i,B} \cdot q_{i,B}} \cdot \text{výchozí bazická hodnota}, \quad (2.4)$$

kde $P_{i,t}$ je cena i -té akcie v období t , $q_{i,t}$ je počet obchodovaných akcií i v čase t , $P_{i,B}$ je cena i -té akcie ve výchozím, bazickém období, $q_{i,B}$ je počet obchodovaných akcií i ve výchozím, bazickém období, n je počet akcií v indexu.

2.1.4 Charakteristika vybraných akciových indexů

V rámci této podkapitoly jsou charakterizovány akciové indexy, na kterých je v rámci diplomové práce analyzován dopad výkyvů cen ropy Brent na volatilitu jednotlivých akciových trhů, přičemž při modelování jsou sledovány zvláště akciové indexy zemí exportujících ropu a akciové indexy zemí ropu importujících. Konkrétně v rámci zemí převážně dovážejících ropu je popsán francouzský index CAC 40 a německý index DAX a v případě zemí vyvážejících ropu je blíže vymezen londýnský index FTSE 100 a ruský index RTS.

CAC 40

CAC 40 je francouzský srovnávací akciový index, který na základě tržní kapitalizace reprezentuje 40 nejvýznamnějších akciových titulů obchodovaných na Pařížské burze Euronext Paris. Skupina Euronext N. V. ovládá několik burz v celé Evropě, ale CAC 40 je jedním z hlavních národních indexů, který tato skupina spravuje. Název CAC 40 je odvozen z francouzské kontinuálně asistované kotace (Cotation Assistée en Continu) a 40 titulů, které jsou v indexu obsaženy.

Počátek indexu CAC 40 je datován k 31. prosinci 1987, kdy byla jeho hodnota stanovena na 1000. Jeho složení je čtvrtletně prověřováno na základě free float value (tržní hodnoty volně obchodovaného počtu akcií). Společnosti kótované na Euronext Paris jsou vždy hodnoceny podle hodnoty free float a zisku akcií za posledních dvanáct měsíců. Ze sta nejlepších titulů je pak vybráno čtyřicet titulů tak, aby vhodně charakterizovaly trh.

Zvláštností tohoto indexu je skutečnost, že ačkoliv je téměř výhradně sestaven z domácích společností, skoro polovinu z nich vlastní zahraniční investoři (hlavně USA, VB,

Německo či Japonsko). Od prosince roku 2003 došlo k omezení podílu jedné společnosti v indexu do maximální výše 15 %. Největší zastoupení v indexu (10,51 %) zaujímá francouzská společnost Sanofi, která působí ve farmaceutickém průmyslu. Druhou nejvýznamnější společností v indexu (podíl 10,36 %) je společnost Total S. A., jedna ze šesti největších ropných společností na světě. Další informace o skladbě indexu jsou v Příloze č. 1.

DAX

Frankfurtská akciová burza publikuje index nesoucí název DAX (Deutsche Aktien Index). Tento index zahrnuje 30 blue chip akcií největších německých společností obchodovaných na této burze v elektronickém systému Xetra, jenž stanovuje hodnotu indexu každou vteřinu. DAX je též počítán metodou tržní kapitalizace. Významný podíl v indexu zaujímají technologické společnosti (cca 29 %), společnosti působící v chemickém průmyslu (podíl 22,7 %) a finanční sektor (relativní zastoupení ve výši 15,5 %). Zvláštností indexu DAX je, že energeticky orientované společnosti v indexu zcela chybí. Výběr akcií zahrnutých do indexu je dán na základě tržní kapitalizace a likvidity.

Index se začal kalkulovat 30. prosince 1987 s počáteční hodnotou 1000 bodů a je revidován každé čtvrtletí. Jako jeden z hlavních světových akciových indexů je využíván jako podkladové aktivum pro více než 40 tisíc finančních produktů a je třetí největší podkladové aktivum pro finanční deriváty. Index DAX spravuje Deutsche Börse AG. Index se počítá jako vážený aritmetický průměr cen akcií.

Podílově nejvýznamnějšími společnostmi jsou v indexu DAX velké německé společnosti Bayer AG, Daimler AG, Siemens AG, BASF SE, Allianz SE. Všechny tituly mají relativní podíl větší než 7 % (viz blíže Příloha č. 2). Nejvýznamněji zastoupené sektory v indexu jsou automobilový, chemický a technologický průmysl.

FTSE 100

Tento akciový index Londýnské burzy, neformálně nazývaný „fútsí“, je sestaven ze 100 společností s největší tržní kapitalizací Spojeného království. Váha jednotlivých akciových titulů je stanovena podle free float value. Společnost FTSE (Financial Times Stock Exchange), kterou vlastní společně Financial Times a Stock Exchange of London, má ve vlastnictví více indexů, ale FTSE je nejvýznamnějším a nejvíce uváděným indexem, který měří prosperitu byznysu ostrovního království.

3. ledna 1984 je uváděn jako počátek kalkulace tohoto indexu na své bazické hodnotě 1000. Index je počítán v reálném čase a publikován každých patnáct sekund. Stovka fútsí

reprezentuje přes 80 % tržní kapitalizace celé londýnské burzy. Výpočet indexu je opět proveden metodou free float value. Index je počítán jako vážený průměr cen akcií.

Složení indexu FTSE 100 velmi dobře prezentuje hospodářskou strukturu Velké Británie, neboť podíly společností jsou napříč různými sektory ekonomiky. Významně zastoupeny jsou ropný průmysl a finanční odvětví, které tvoří téměř dvě pětiny celého indexu. Nejvýznamnější podíl mezi společnostmi zaujímá postupně Royal Dutch Shell, jeden ze šesti světových gigantů ropného průmyslu (s podílem 8,36 %), finanční společnost HSBC Hldgs (podíl 6,96 %) a další velikan ropného průmyslu, společnost BP (relativní zastoupení 4,49 %). Detailnější informace o složení indexu jsou uvedeny v Příloze č. 3.

RTS INDEX

Do roku 1994 existovalo na území Ruska zhruba 60 burz cenných papírů. Objem obchodů ovšem nevzrůstal příliš rychle vlivem komplikované regulace a absence jednotného elektronického systému. Situace se však značně změnila v roce 1995, kdy byla v Moskvě založena nová burza RTS (Russian Trading System). RTS implementovala analogický elektronický systém, který byl v té době užíván na americké, ryze elektronické burze NASDAQ. Nový systém překonal nedostatky předchozích a přispěl k výraznému vzestupu v objemu uskutečněných akciových obchodů.

RTS index je ruský kompozitní akciový index, který na základě tržní kapitalizace reprezentuje 50 nejlikvidnějších ruských akciových titulů obchodovaných na Moskevské burze. Index RTS byl poprvé sestaven k datu 1. září 1995 se základní hodnotou 100 a stal se brzy silným indikátorem výkonnosti ruského akciového trhu. Index je počítán v reálném čase a je denominován v amerických dolarech.

V indexu RTS dosahuje podíl ropných a energetických společností téměř 50 % a podíl ve výši cca 20 % zaujímá finanční sektor. Nejvýznamnější podíl v indexu (nad 14 %) je zastoupen ropnými společnostmi Gazprom a Lukoil a podíl 10 % zaujímá z finančního sektoru Sberbank. Přestože ruský kapitálový trh co do velikosti tržní kapitalizace ve světovém měřítku pouze participuje, lze jej považovat za efektivně vyspělý trh, jenž má ambice stát se konkurenci schopný i ve světovém měřítku. To deklaruje i fúze dvou největších ruských burz (MICEX a RTS) uskutečněná 19. prosince 2011. Z tohoto důvodu lze z pohledu akciových analýz k ruskému trhu již přistupovat jako k vyspělému trhu. Další tituly zahrnuté do báze indexu jsou uvedeny v Příloze č. 4

2.2 Charakteristika komoditních trhů

V následující části kapitoly je blíže specifikován pojem komodita včetně rozdělení a poté je objasněn princip obchodování na komoditních trzích.

2.2.1 Základní znaky zastupitelných komodit

Nejprve je nutné definovat pojem komodita, jež se nachází ve spojení s trhy. Za komoditu lze obecně považovat jakékoliv zboží, se kterým se na komoditních trzích obchoduje. Nelze však brát v úvahu libovolné zboží, protože musí být splněna podmínka homogenity, tedy vzájemné zastupitelnosti od různých dodavatelů, a tudíž nesmí být identifikovány žádné rozdíly v kvalitě daného zboží. Takovéto zboží je produkováno ve velkém množství různými výrobci a prodává se poté za jednotnou cenu na komoditních trzích. Tato cena je ovlivňována pouze každodenní interakcí nabídky a poptávky po tomto zboží. Každá komodita má však jednu společnou vlastnost, a tou je standardizace obchodů, což znamená, že je prodávána v určitých jednotkách a má minimální prodejní množství (Dědič, 1992).

Nejběžnější komodity tvoří zemědělské produkty a nerostné suroviny. Komodity lze členit na tzv. soft komodity, jež jsou získávány především pěstováním, jako např. káva, bavlna, rýže, pšenice, a hard komodity, jež se získávají těžbou, a to např. vzácné kovy (zlato, stříbro, platina). Mimo výše uvedené členění existuje ještě jeden typ komodit, kterými jsou energetické komodity, jež zahrnují ropu, zemní plyn, uhlí a elektřinu.

2.2.2 Obchodování na komoditních trzích

Obchodování s komoditami se uskutečňuje jak na organizovaném trhu (komoditních burzách), tak mimoburzovně s ohledem na zvláštní požadavky a potřeby účastníků trhu. Organizovaný trh může být z prostorového hlediska různě významný a podle toho lze burzy rozlišit na burzy globální, mezinárodní, národní a regionální (místní). Z hlediska toho, zda dochází primárně k reálnému plnění obchodu, jsou komoditní trhy rozděleny na trhy s efektivním zbožím a trhy s komoditními deriváty. S komoditními deriváty je obchodováno rovněž buď na komoditních burzách se standardizovanými podmínkami či mimoburzovně.

Fungování každého komoditního trhu je rozdílné v závislosti na charakteru komodity, historickém vývoji a potřebách účastníků trhu. V některých případech existují značné rozdíly mezi jednotlivými komoditními trhy a je zde dokonce různá míra korelace trhů nebo závislosti na makroekonomických fundamentech. Obecně jsou rozlišovány tři hlavní oblasti komoditních trhů z hlediska předmětu obchodování, a to trhy energetických komodit, kovů

a zemědělských produktů a potravin. V oblasti trhů energetických komodit jsou trhy s ropou a ropnými produkty integrované, globální a likvidní, zatímco trhy s elektřinou mají vzhledem ke svým fyzikálním vlastnostem a též v souvislosti se stavem přenosové sítě význam omezený (Dědič, 1992).

Organizovaný komoditní trh je v současné době trhem, který již primárně nezprostředkovává fyzické dodávky, ale představuje nástroj cenové tvorby jednotlivých komodit. Nejdůležitější funkcí těchto trhů je zajištění ceny komodity pro budoucí období, kdy dochází k různým cenovým výkyvům dané komodity. Tyto výkyvy mohou být zapříčiněny disproporcí nabídky a poptávky (fyzický nedostatek či přebytek dané komodity na trhu) nebo spekulací na budoucnost (množství obchodních transakcí dané komodity není totožné s fyzickým množstvím zobchodované komodity v určitém čase).

Na rozdíl od burz cenných papírů mají komoditní burzy sklon ke specializaci pouze na malou skupinu předmětných aktiv (komodit). Poslední dobou lze rovněž pozorovat ve světě několik zásadních trendů v oblasti komoditních trhů. Z důvodů zvýšení konkurenceschopnosti a docílení větší efektivnosti dochází ke koncentraci burz (fúze) a rozšíření jejich portfolia nabízených produktů (finanční deriváty, klimatické deriváty). Hlavními derivátovými burzami s energetickými komoditami jsou: New York Mercantile Exchange (NYMEX), International Petroleum Exchange (IPE), Singapore International Monetary Exchange (SIMEX) (Jílek, 2010).

2.3 Vývoj komodity ropa

Ropa je jedním ze světově nejvýznamnějších fosilních zdrojů, který je využíván v mnoha průmyslových sektorech a po staletí přináší mnoha zemím značné bohatství. V této podkapitole je vymezena komodita ropa, jsou charakterizovány jednotlivé druhy ropy a blíže objasněna problematika ropných šoků.

2.3.1 Ropný trh a jeho aktéři

Ropný trh se začal formovat v polovině 19. století, avšak novodobá těžba byla zahájena objevením ropných ložisek v americké Pensylvánii v roce 1864. V současné době lze za největší ropné producenty považovat Saudskou Arábii, USA a Rusko. Dalšími významnými producenty států jsou pak Írán, Mexiko, Venezuela, Čína, Norsko, Velká Británie a Kanada. Většina ropných společností přísluší vládám jednotlivých zemí, z těch nejvýznamnějších se jedná o Saudi Aramco v Saudské Arábii, JSC Gazprom v Rusku, China National Petroleum Corporation v Číně nebo National Iranian Oil Company v Íránu.

Přesto že je cena ropy kótována na komoditních burzách, většina obchodů je vypořádávána mimo ně, jelikož ropné společnosti prodávají ropné produkty přímo na cílovém trhu spotřebitelských zemí.

2.3.2 Druhy ropy

V ropném průmyslu je rozlišováno více druhů ropy. Toto dělení je jednak podle naleziště ropy a jednak také dle hustoty a obsahu síry. Hustotou ropy se rozumí rozdělování ropy na lehkou (light), středně těžkou (intermediate) a těžkou (heavy). Větší množství síry v ropě představuje větší náročnost na zpracování a dle tohoto kritéria se rozlišuje ropa sladká (sweet) s malým množstvím síry a kyselá (sour), která má více než 0,5 % síry. Nejpodstatnějším a nejvíce užívaným rozlišením druhů ropy je však její naleziště. Podle toho se ropa rozděluje na základní druhy ropy, jimiž jsou ropa Brent, West Texas Intermediate (WTI), koš OPEC a Dubai (Baláž, 2001).

Ropa WTI

Ropa WTI je považována za standard mezi ropami, a proto je její cena výchozí cenou pro srovnání s ostatními druhy ropy. V některých publikacích a analýzách je tato ropa označována pod ekvivalentem Texas Light Sweet, tedy texaská lehká sladká ropa. Ze samotného označení plyne, že ropa WTI má nízkou hustotu a nízký obsah síry. V obou dvou identifikovaných vlastnostech má ropa WTI nižší hodnoty než ropa Brent. Tento druh ropy je podkladovým aktivem pro futures kontrakty na ropu na derivátové burze NYMEX, což je hlavní burza pro tento druh ropy. Hlavními oblastmi těžby ropy WTI je středozápad a pobřeží Mexického zálivu USA.

Ropa Brent

Těžba ropy Brent probíhá v oblasti Severního moře. Brent Blend, London Brent nebo Brent petroleum jsou dalšími ekvivalenty pro Brent Crude, což je oficiální anglický název pro tento druh ropy, která je standardem pro ostatní druhy ropy v Severním moři, ve Středozemí a v západní Africe. Zároveň je Brent Crude standardem pro ropu Dubai, se kterou je obchodováno v určitém rozpětí od ceny ropy Brent. Ropa Brent představuje mix surové ropy z celkem devatenácti různých nalezišť v Severním moři. Tento druh ropy je používán pro oceňování asi dvou třetin mezinárodně obchodovaných zásob ropy po celém světě. Původní derivátovou burzou pro ropu Brent byla International Petroleum Exchange (IPE), od roku 2005 se však obchoduje elektronicky na Intercontinental Exchange (ICE) a též je obchodována na New York Mercantile Exchange (NYMEX).

2.3.3 Ropné šoky

Ropným šokem se obecně označuje situace, kdy poptávka po ropě převyší její nabídku. V historickém vývoji cen ropy došlo k výskytu výše uvedené skutečnosti hned několikrát. Důvody vzniku těchto šoků však bývají různorodé. Může se totiž jednat o problémy v logistice, technologii, přírodní katastrofy, ale i politické faktory. Oproti tomu se objevují i tzv. opačné šoky s příčinami v přezásobení či recesi. Do roku 1971, kdy přetrvával zlatý standard, byly ceny ropy poměrně stabilní a ne příliš volatilní. Od této doby byl vývoj ceny ropy determinován mnoha takovými šoky, které budou blíže upřesněny v kapitole 5.1.

Ropné šoky spojené s prudkým nárůstem ceny ropy v 70. letech 20. století způsobily hlubokou recesi ve všech rozvinutých ekonomikách, jejichž hospodářský růst vycházel z energeticky náročné průmyslové výroby. Zásoby ropy jsou rozmístěny velmi nerovnoměrně, a to mezi relativně malý počet zemí a tento argument představuje jeden z klíčových faktorů v oblasti mezinárodních vztahů, protože tyto ložiska ropy staví ropné státy do výhodné vyjednávací pozice díky závislosti rozvinutých tržních ekonomik na jejich dodávkách.

Cena ropy, jako každé jiné komodity, je utvářena na trhu na základě interakce nabídky a poptávky. Poptávka je utvářena spotřebou a je významně ovlivněna hospodářským cyklem. Na straně nabídky je však nutné kromě ropných zásob vzít v potaz také vliv regulace kartelu OPEC, přírodní katastrofy a hrozby válečných konfliktů spojených s embargy na vývoz do určité země. Vzhledem k tomu, že se ropa obchoduje na komoditních burzách, spekulativní chování investorů může mít na ceny jak stabilizující, tak nestabilizující účinek. Dopady změny cen jsou odlišné na země importující a exportující ropu. Čistým importérům přivodí růst cen zhoršení obchodní bilance a negativně ovlivní HDP. Exportéři z růstu cen ropy naopak těží (Baláž, 2001).

2.4 Přehled studií zabývajících se problematikou korelace mezi akciovými trhy a cenou ropy

O významnosti tématu korelace a tzv. volatility spillovers, což lze interpretovat jako přelévání volatility, mezi cenou ropy a výnosy akciových indexů s ohledem na původ ropných šoků, svědčí celá řada odborných studií, jež byly zpracovány na danou problematiku. Kilian (2009) a Hamilton (2009a,b) definovali a rozčlenili původ ropných šoků na šoky na straně agregátní poptávky, opatrnostní poptávkové šoky a šoky na straně nabídky. Dle Kilian (2009) k šokům na straně agregátní poptávky dochází v důsledku globálních výkyvů hospodářského cyklu, opatrnostní poptávkové šoky vznikají v důsledku nejistoty budoucích dodávek ropy

na základě očekávání budoucí poptávky po ropě, a šoky na straně nabídky jsou exogenní šoky a souvisí se snížením dostupnosti surové ropy.

Vliv ceny ropy na ekonomiku byl studován mnoha výzkumnými pracovníky, a to zejména v posledních dvou desetiletích. Hamilton (1983) byl první, kdo studoval účinky cen ropy na různých ekonomických ukazatelích. Jeho výzkum byl později v 80. letech následován Loungani (1986), Gisser a Goodwin (1986) a Morka (1989).

V posledním desetiletí nabývá problematika účinků cen ropy na akciové trhy významnějšího zájmu. Většina výzkumů užívá pro analýzu vztahu ceny ropy a akciového trhu zejména model VAR a tzv. Vector Error-Correction (VEC) model. Ze současných studií založených na výše uvedených modelech lze uvést např. Park a Ratti (2008), jež užili model VAR pro analýzu ceny ropy a akciových indexů 13 evropských zemí a USA. Tvrdí, že ropné cenové šoky mají negativní dopad na výnosy akcií. Nicméně byl nalezen i opačný výsledek pro data v Norsku, což je země vyvážející ropu. Henriques a Sadorsky (2008) analyzovali vztah mezi cenami akcií alternativních energií, cenami technologických akcií a cenou ropy WTI pomocí modelu VAR a konstatují, že ceny technologických akcií mají pozitivní dopad na ceny akcií alternativních zdrojů energie, zatímco ceny ropy mají málo významný vliv. Al-Fayoumi (2009) zkoumal ve studii vztah mezi cenami ropy a akciovými výnosy třech zemí ropu dovážejících, včetně Turecka, pomocí VEC modelu. Bylo však zjištěno, že mezi cenami ropy a akciovými trhy není žádná korelace. Miller a Ratti (2009) použili kointegrovaný VEC model ke zkoumání vztahu mezi cenami ropy a akciovými trhy šesti zemí OECD v období mezi lety 1971 až 2008. Na základě studie byl odhalen významný negativní dlouhodobý vztah mezi cenami ropy a akciovými indexy, s výjimkou období 1980-1988, kde nebyl nalezen žádný významný vztah, a období zvratu v některých zemích po roce 1999. Filis (2010) zkoumal vztah mezi cenami ropy a řeckým akciovým trhem pomocí přístupu VAR a pozoruje negativní vliv ceny ropy. Hearn a Man (2010) užili VAR model na cenu ropy Brent a akciové indexy Číny a Hong Kongu. Poukazují na absenci dlouhodobé integrace mezi cenou ropy a akciovými trhy. Ono (2011) využil vícerozměrný VAR model pro analýzu ceny ropy a akciových výnosů zemí BRIC, přičemž byl nalezen významný pozitivní vztah mezi nimi s výjimkou Brazílie. Mimo to byly odhaleny závažné asymetrické efekty pro Indii. Dally a Fayyad (2011) zkoumali dopady změny cen ropy na akciové výnosy USA, Velké Británie a GCC zemí pomocí modelu VAR. Tvrdí, že růst cen ropy a globální finanční krize předurčovaly vývoj akciových výnosů v některých zemích. Bashere a kol. (2012) využili strukturální VAR model pro směnné kurzy, cenu ropy a ceny akcií rozvíjejících zemí. Došli k závěru, že směnné kurzy reagují na vývoj ceny ropy. Také zjistili, že neočekávaná

poptávková expanze po ropě může vytvářet malý pozitivní vliv na výnosy akcií, což je statisticky významné po dobu 3 měsíců.

Byť je pro empirické výzkumy tato problematika velmi populární, existuje však jen velmi málo studií o dynamické korelaci mezi těmito dvěma trhy. První přístup založený na dynamické korelaci mezi cenami ropy a akciovými trhy byl realizován ve studii Ewinga a Thompsona (2007) za použití cyklické složky cen ropy a cen akcií. Došli k závěru, že ceny ropy jsou pro-cyklické a vývoj cen akcií zaostává o 6 měsíců. Bhar a Nikolova (2010) zkoumali též dynamický vztah mezi akciovým trhem Ruska a cenou ropy s použitím bivariate EGARCH modelu. Byly identifikovány tři hlavní události (tj. teroristický útok 11. 9. 2001, válka v Iráku v roce 2003 a občanská válka v Iráku v roce 2006), které způsobily negativní korelaci mezi ruským akciovým trhem a cenou ropy. Cifarelli a Paladino (2010) použili model CCC GARCH a deklarovali, že posuny ceny ropy mají negativní vztah k ceně akcií a kurzovým změnám. Choi a Hammoudeh (2010) aplikoval symetrický DCC GARCH model a odhalil vzrůstající korelaci mezi ropou Brent, WTI a mědí, zlatem a stříbrem, ale klesající korelace s indexem S&P 500.

V souladu s cílem diplomové práce, v rámci níž je problematika dopadu ceny ropy na akciové trhy řešena prostřednictvím modelu DCC GARCH, lze ovšem nalézt velmi omezený počet studií, které rozlišují při analýzách vliv výkyvů ceny ropy na akciové trhy zemí ropu vyvážející a dovážející. Např. Park a Ratti (2008) po posouzení 13 evropských zemí došli k závěru, že pozitivní ropné cenové šoky způsobují pozitivní výnosy na norském akciovém trhu (země exportující ropu), zatímco v případě zbylých 12 evropských akciových trhů (ekonomiky importující ropu) dochází k opačné reakci. Apergis a Miller (2009) na druhé straně dospěli k závěru, že akciové trhy zemí vyvážejících i dovážejících ropu nemají tendenci reagovat na ropné šoky (ať už pozitivní nebo negativní). Filis a kol. (2011) užili rovněž dynamické podmíněné korelace GARCH (DCC-GARCH) modelu pro ceny ropy a výnosy akciových trhů tří zemí ropu vyvážející a tří zemí ropu dovážející. Studie poskytuje důkazy o tom, že časově proměnné korelace ropy a ceny akcií se neliší v ekonomikách dovážejících a vyvážejících ropu. Nicméně ke změnám korelace dochází v reakci na původ ropných cenových šoků zejména v období světových nepokojů nebo při změnách ve fázi globální konjunktury. Tyto šoky na straně poptávky mají tendenci ovlivňovat vztah mezi ropou a akciovými indexy v mnohem větší míře oproti šokům na straně nabídky. Zpožděné výsledky korelace pak ukazují, že ceny ropy mají negativní vliv na všech akciových trzích, bez ohledu na původ ropného šoku.

3 Vlastnosti finančních časových řad

Finanční trh reprezentující součást finančního systému vytváří prostor, kde dochází k vzájemné interakci nabídky a poptávky po penězích a kapitálu. Základním nositelem informací na finančních trzích je cena finančních instrumentů, tzn. např. cena akcie, dluhopisu či měny. Tyto ceny jsou sledovány v určité časové frekvenci a vytváří časové řady a vzhledem ke skutečnosti, že tyto aktiva jsou obchodována na finančních trzích, představují tato data finanční časové řady.

Na rozdíl od jiných druhů ekonomických časových řad mají finanční časové řady specifické vlastnosti související především s mikrostrukturou finančních trhů, na kterých jsou generovány. Základní vlastností finančních časových řad je vysoká časová frekvence pozorování, nejčastěji jsou data zaznamenávána na denní bázi, jelikož na finančních trzích se obchoduje každý pracovní den. Frekvence časových řad může být též prezentována i kratšími časovými intervaly. V této souvislosti lze hovořit, že na vývoji finančních časových řad se podílí vyšší měrou mimo systematické faktory i faktory nesystematického charakteru, což se v důsledku projevuje v relativně vysoké a proměnlivé variabilitě časových řad. Finanční časové řady jsou též charakteristické výraznou trendovou a cyklickou složkou, naopak sezónní složka není tak zřetelná, ačkoliv není možné zcela vyloučit její přítomnost Artl, Artlová (2003).

Obsahem následující kapitoly diplomové práce je vymezení vlastností finančních časových řad, jež souvisí problematikou modelování vysokofrekvenčních dat na finančních trzích. V první části kapitoly jsou charakterizovány předpoklady finančních časových řad, které jsou demonstrovány předpoklady normality, linearity a stacionarity. Druhá podkapitola je zaměřena na charakteristické vlastnosti typické pro finanční časové řady. V rámci závěrečné podkapitoly je vymezen vliv mikrostruktury finančních trhů na časové řady. Tato kapitola vychází především z následujících publikací: Artl, Artlová (2003); Artl, Artlová (2009) a Cipra (2008).

3.1 Předpoklady finančních časových řad

Základními předpoklady pro modelování finančních časových řad, které musí být splněny, jsou předpoklady normality, linearity a stacionarity, jež budou blíže popsány v této podkapitole.

3.1.1 Normalita

Základní předpoklad, ze kterého se při analýze finančních časových řad vychází, je normální rozdělení logaritmu výnosů s konstantní střední hodnotou μ a konstantním rozptylem σ_r^2 . Tento předpoklad lze zapsat vztahem $r_t \sim N(\mu, \sigma_r^2)$, kde r_t představují časové řady výnosů. Toto rozdělení je charakteristické svou symetričností, a proto jeho šikmost definovaná vztahem

$$SK_r = E \left[\frac{(r_t - \mu)^3}{\sigma_r^3} \right], \quad (3.1)$$

je rovna 0. Špičatost tohoto rozdělení je dána vztahem

$$K_r = E \left[\frac{(r_t - \mu)^4}{\sigma_r^4} \right] \quad (3.2)$$

a je rovna 3.

Na základě mnoha empirických studií lze však konstatovat, že finanční časové řady mají zápornou šikmost, o čemž svědčí častější výskyt záporných výnosů a vyšší špičatost, která vysvětluje vyšší výskyt nízkých kladných i záporných výnosů, než předpokládá normální rozdělení. Finanční časové řady mají také obvykle tlustší konce, což znamená, že četnost výskytu extrémních hodnot je vyšší než za předpokladu normality.

3.1.2 Linearita

Při klasických analýzách finančních časových řad je dalším nezbytným předpokladem, aby logaritmy výnosů byly nekorelované stejně rozdělené náhodné veličiny s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem (tzv. proces bílého šumu) nebo nezávislé stejně rozdělené náhodné veličiny s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem, tzv. proces striktně odděleného bílého šumu.

Ve skutečnosti však výše uvedené předpoklady nebývají v modelech vždy splněny. Velmi často se lze setkat při aplikaci s nenaplněním podmínky nulové střední hodnoty, avšak závažnější skutečností je existence lineární závislosti mezi logaritmy výnosů. Tyto závislosti lze vyjádřit pomocí stacionárních lineárních modelů typu ARMA, které vycházejí z lineárního procesu tvořeného lineární kombinací nekorelovaných stejně rozdělených náhodných veličin. Pro tyto modely je charakteristickou vlastností časová proměnlivost podmíněné střední hodnoty, přičemž ostatní charakteristiky variability a polohy zůstávají v čase neměnné.

Lineární modely jsou ovšem založeny na předpokladu výskytu pouze jednoho typu závislosti a to korelační závislosti. Proto bývají v praxi využívány pro charakteristiku

finančních časových řad též modely nelineární. Konstrukce nelineárních modelů totiž vychází z nelineární funkce řady stejně rozdělených nezávislých náhodných veličin a lze předpokládat i obecnější formy závislosti, než je pouze korelační závislost.

3.1.3 Stacionarita

Předpoklad stacionární časové řady je nezbytnou podmínkou pro aplikaci regresní analýzy. Pokud je zjevné, že časová řada vykazuje změny v průměru či variabilitě, lze ji označit jako nestacionární (Hančlová, 2003). Úroveň a rozptyl každé stacionární časové řady je totiž konstantní v čase a zároveň je nutné, aby kovarianční struktura této časové řady byla v čase neměnná.

Se stacionaritou je úzce spjat pojem stochastický proces, což je v čase uspořádaná řada náhodných veličin $\{X(s, t), s \in S, t \in T\}$, kde S je výběrový prostor a T je indexní řada. Časovou řadu lze považovat za stacionární, pokud chování této řady je v jistém slova smyslu stochasticky ustálené. V zásadě rozlišujeme stacionaritu striktní a stacionaritu slabou. Pokud pravděpodobnostní chování příslušného stochastického procesu je invariantní vůči posunům v čase, jedná se o striktní stacionaritu a v tomto případě pravděpodobnostní rozdělení náhodného vektoru $(y_{t_1}, \dots, y_{t_k})$ je stejné jako rozdělení vektoru $(y_{t_1+h}, \dots, y_{t_k+h})$ pro libovolné h . Slabá stacionarita je oproti striktní stacionaritě méně omezující, neboť stačí, aby daný proces byl invariantní vůči posunům v čase pouze v rámci momentů do druhého řádu.

Pokud je časová řada nestacionární, je nutné tuto nestacionaritu eliminovat. K testování stacionarity časové řady je možné užít např. Dickey-Fuller test (podrobněji v kapitole 4.2.5).

3.2 Charakteristické vlastnosti finančních časových řad

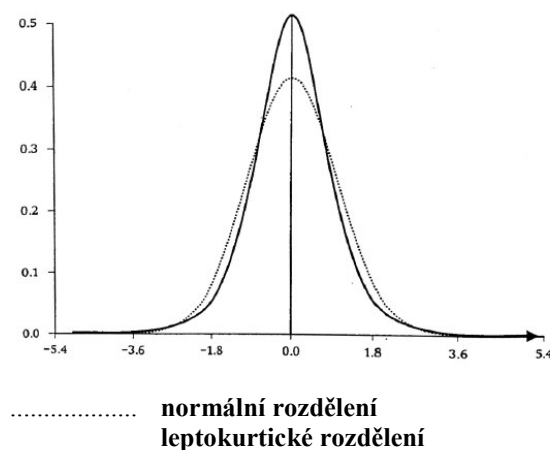
V této podkapitole jsou vysvětleny charakteristické vlastnosti finančních časových řad, konkrétněji leptokurtické rozdělení, shlukování volatility a pákový efekt. Tyto vlastnosti vznikají v důsledku působení specifík finančního trhu, a proto v mnoha případech není možné analyzovat časové řady pomocí lineárních modelů a je nezbytné užít modely nelineární (Cipra, 2008).

Leptokurtické rozdělení

Výnosy z finančních aktiv mívají specifické rozdělení, pro něž jsou typické těžší konce a štihlejší pas. Tato rozdělení jsou špičatější kolem středu, přičemž na koncích je hustota větší a v ramenech menší, než je tomu v případě normálního rozdělení při stejném

rozptylu a střední hodnotě. Charakteristickým jevem pro leptokurtická rozdělení bývá kladný koeficient špičatosti. Tento typ rozdělení je obvyklý právě pro reálné finanční časové řady. Pro investora představuje leptokurtické rozdělení vyšší riziko velké ztráty nebo naopak vyššího zisku, protože v porovnání s normálním rozdělením lze zde předpokládat vyšší pravděpodobnost výskytu neočekávaných šoků. V grafu č. 3.1 je pro komparaci znázorněno normální a leptokurtické rozdělení, kde jsou výše uvedené vlastnosti zcela zjevné.

Graf 3.1 Srovnání normálního a leptokurtického rozdělení

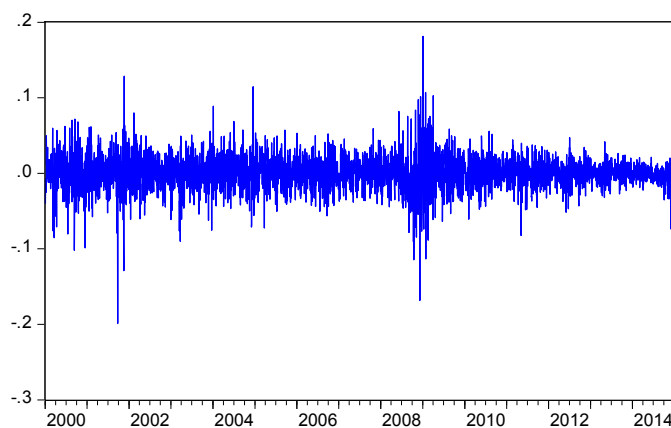


Zdroj: Cipra (2008, s. 58)

Shlukování volatility

Další význačnou empirickou vlastností finančních časových řad je shlukování volatility (volatility clustering). Volatilita má tendenci objevovat se na finančních trzích ve shlucích, což lze demonstrovat jako období s nízkou či naopak vysokou volatilitou, jak je možné vidět v grafu 3.2 v případě vývoje výnosů ropy Brent obzvláště v druhé polovině roku 2002 a na přelomu roku 2008 a 2009.

Graf 3.2 Časová řada logaritmů denních výnosů ropy Brent



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Tento problém totiž reflektuje skutečnost, že výnosy, obzvláště v případě vysokofrekvenčních dat, jsou sice nekorelované, ale nejsou nezávislé. Vysoká míra volatility nastává zejména v situaci, kdy jsou publikovány různé informace týkající se daného finančního aktiva (např. oznámení hospodářských výsledků akciové společnosti a s tím související výše dividendy, či ekonomická situace země, atd.). Naopak nízké volatility je dosahováno spíše v rámci relativně klidného časového období.

Pákový efekt

Pákový efekt (leverage effect) je nejvýznamnějším z asymetrických efektů, který je charakteristický právě pro finanční časové řady a rovněž souvisí s kolísáním volatility v čase. Základní myšlenkou pákového efektu je tendence volatility růst více při poklesu ceny aktiva než v případě růstu ceny aktiva ve stejné absolutní výši. Výjimkou, kde nedochází k pákovému efektu, je trh s měnami.

3.3 Vliv mikrostruktury trhu na vlastnosti finančních časových řad

Dle analýz empirických dat bylo v minulosti zjištěno, že některé z vlastností finančních časových řad nemusí odrážet pouze objektivní situace a vztahy jednotlivých subjektů na finančních trzích. Některé z vlastností časových řad jsou totiž ovlivněny i aspekty technického a organizačního charakteru, tzv. mikrostrukturou trhu. Při zpracování relativně dlouhých časových řad lze vliv těchto aspektů ignorovat, naopak u kratších finančních řad je nutné tyto aspekty zohlednit.

Jedním z nejdůležitějších faktorů ovlivňujících charakter finančních časových řad je tzv. nesynchronní obchodování. U hodnot časových řad se předpokládá, že zejména ceny akcií jsou generovány v časových intervalech o stejné délce. V realitě však není splněn tento předpoklad, neboť existují dny, ve kterých se neobchoduje. Neakceptace tohoto faktoru může způsobovat zdánlivou autokorelaci v časové řadě logaritmů denních výnosů zejména vzhledem ke skutečnosti „zadržování“ informace v neobchodních dnech.

Další problém vzniká s rozdílností cen v souvislosti s tzv. transakční cenou, která nemusí být totožná s cenou nákupu a prodeje, což může způsobit komplikace například při kvantifikaci výnosů. Taktéž náhodný pohyb mezi nabídkovou a poptávkovou cenou může způsobovat zdánlivou variabilitu či autokorelaci v časové řadě a vliv tohoto aspektu odlišný v závislosti na konkrétní situaci.

Mimo výše uvedené aspekty je však nutné též neopomenout skutečnost, že ceny aktiv na finančních trzích jsou udávány nespojitě, ačkoliv se jedná o spojitou veličinu. Tento jev může způsobovat tzv. cenové shlukování (Artl, Artlová, 2003).

4 Metody modelování volatility

Modelování volatility je nezbytnou součástí teoreticky i prakticky orientovaných finančních analýz, neboť volatilita v současné době představuje základní měřítko rizikovosti finančních aktiv. Tento argument je zcela zřejmý a opodstatněný například v souvislosti se stanovováním kapitálové přiměřenosti finančních institucí, jež je založena na metodě Value at Risk, při níž je využívána právě volatilita v podobě směrodatné odchylky.

V rámci této kapitoly je nejprve vymezen pojem volatility a stěžejní částí je zejména popis a formulace jednotlivých modelů volatility pro jednorozměrné a vícerozměrné finanční časové řady. Závěr kapitoly je věnován specifikaci vícerozměrnému modelu GARCH s časově proměnnými podmíněnými korelacemi DCC, jenž bude aplikován v empirické části práce. Stěžejní literaturou pro tuto kapitolu je Artl, Artlová (2003), Cipra (2008), Engle (2009).

4.1 Volatilita

Volatilitu lze definovat jako veličinu vyjadřující míru kolísání hodnoty finančního aktiva nebo jeho výnosové míry během určitého časového období. Volatilita tedy označuje variabilitu finančních časových řad a tím udává amplitudu a rychlost změny výnosů. Volatilita též vyjadřuje míru rizika investice do finančního aktiva a lze konstatovat, že čím vyšší je volatilita, tím větší je nejistota budoucího vývoje finančního aktiva. Finanční teorie v zásadě rozlišuje tři druhy volatility:

- historickou, jež je získána z historických (ex-post) dat,
- implikovanou neboli implicitní,
- predikovanou.

Matematicky lze volatilitu zapsat jako Δr_t^2 , kde r_t je výnos aktiva v čase t . Vzhledem ke skutečnosti, že volatilita je vyjádřena jako druhá mocnina změny výnosu aktiva, jsou vysoké kladné či záporné změny výnosu aktiva doprovázeny vždy kladnou vysokou změnou volatility. Naopak nízké změny v časové řadě výnosu aktiva povedou rovněž k nízké volatilitě (Babula 2010).

Hlavní smyslem modelování a predikce volatility je především v jejím následném užití v dalších modelech, jako jsou např.:

- Risk management - zde jsou velmi často využívány metody Value at Risk (VaR) a Expected Shortfall. Tyto modely slouží k určování budoucí ztráty z drženého portfolia,

- oceňování opcí - volatilita má velký vliv na opční prémii a tím také na cenu opce,
- alokace aktiv - uspořádáním aktiv s různou mírou volatility lze diverzifikovat a tím také snížit riziko investičního portfolia.

Volatilitu nelze přímo pozorovat, ale má určité charakteristiky, podle kterých lze její vývoj sledovat a částečně předpovídat. Kromě charakteristik uvedených v kapitole 3.2 patří zde ještě:

- spojitý vývoj bez výrazných skoků,
- spíše stacionární vývoj v určitém rozmezí, volatilita nediverguje k vysokým hodnotám (Cipra, 2008).

4.2 Jednorozměrné modely volatility

Existuje mnoho způsobů, jak lze modelovat volatilitu. V současné době jsou nepoužívanější modely GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic) a různé jejich modifikace jako například EGARCH či GJR GARCH. V této podkapitole jsou charakterizovány nejznámější modely jednorozměrné volatility. Blíže o jednorozměrném modelování lze nalézt v Cipra (2008, kapitola 11).

4.2.1 Lineární modely volatility – modely ARCH

Průlom v modelování volatility byl učiněn Robertem F. Englem (1982), když aplikoval model ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity) na modelování inflace ve Velké Británii. Modely volatility označované jako lineární jsou význačné tím, že podmíněný rozptyl je lineární funkcí veličin $e_{t-1}^2, e_{t-2}^2, \dots, e_{t-m}^2$.

Modely ARCH a také jejich pozdější zobecnění na modely GARCH vychází ze dvou předpokladů, a to:

- modely finančních časových řad jsou heteroskedastické, tzn. volatilita náhodných složek a tudíž i reziduí je v čase proměnná,
- volatilita je jednoduchou kvadratickou funkcí, kterou tvoří chyby minulých předpovědí e_t .

První předpoklad je dostatečně potvrzen finanční praxí. Druhý předpoklad vyžaduje vysvětlení. Jelikož ve finančních časových řadách dochází ke shlukování volatility (viz kapitola 3.2), je možné považovat volatility za (pozitivně) autokorelované a jako vhodný model pro jejich modelování zvolit autoregresní model, kde $E(e_t) = 0$, a tudíž platí

$$\sigma_t^2 = \text{var}(e_t | \Omega_{t-1}) = E(e_t^2 | \Omega_{t-1}) \approx e_t^2. \quad (4.1)$$

Z předchozího vztahu (4.1) lze pro finanční časové řady při vhodně zvoleném m sestavit rovnici

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m e_{t-m}^2, \quad (4.2)$$

která vyjadřuje volatilitu jako jednoduchou kvadratickou funkcí zpožděných hodnot e_t .

Obecně lze zapsat model ARCH (m) m -tého řádu ve tvaru

$$y_t = \mu_t + e_t, \quad e_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m e_{t-m}^2, \quad (4.3)$$

kde ε_t jsou náhodné veličiny, jejichž střední hodnota je nulová a rozptyl jednotkový.

Předpokládá se, že tyto náhodné veličiny mají normální rozdělení, tzn. $\varepsilon_t \sim$ nebo t -rozdělení se stejnou střední hodnotou a rozptylem.

Aby náhodné veličiny e_t měly konečné aspoň druhé nepodmíněné momenty, je nutné brát zřetel na koeficienty α_i , které musí splňovat určité podmínky regularity. Pro kladné hodnoty σ_t^2 musí být splněna postačující, nikoliv však nutná, podmínka

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_1 \geq 0, \dots, \alpha_m \geq 0. \quad (4.4)$$

Nyní lze výše uvedené vlastnosti ARCH modelu demonstrovat na nejjednodušším modelu ARCH(1), který je dán předpisem

$$y_t = \mu_t + e_t, \quad e_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 \quad (\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0). \quad (4.5)$$

První vlastností je požadavek nulové střední hodnoty odchylek e_t , vyjádřený vztahem

$$E(e_t) = E[E(e_t | \Omega_{t-1})] = E[\sigma_t E(\varepsilon_t)] = 0. \quad (4.6)$$

Dále pro rozptyl odchylek e_t platí

$$\text{var}(e_t) = E(e_t^2) = E[E(e_t^2 | \Omega_{t-1})] = E(\sigma_t^2) = E(\alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{var}(e_{t-1}). \quad (4.7)$$

Jelikož odchylky e_t by měly mít stejné rozdělení a ve své podstatě i stejné rozptyly, lze předchozí vztah (4.7) zjednodušit na tvar

$$\text{var}(e_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}, \quad (4.8)$$

za předpokladu platnosti postačující podmínky

$$0 \leq \alpha_1 \leq 1. \quad (4.9)$$

V poslední řadě je nezbytné analyzovat špičatost odchylek e_t , pokud $\varepsilon_t \sim$ pak platí vztah

$$E(e_t^4) = E[E(e_t^4 | \Omega_{t-1})] = 3E[(\alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2)^2] = 3[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1 \text{var}(e_{t-1}) + \alpha_1^2 E(e_{t-1}^4)]. \quad (4.10)$$

Ze stejného důvodu, jak bylo možné zjednodušit rovnici pro rozptyl, lze tutéž úpravu aplikovat i na špičatost a z rovnice (4.8) je dán vztah

$$E(e_t^4) = \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)}, \quad (4.11)$$

v případě platnosti podmínky

$$0 \leq \alpha_1 \leq \sqrt{1/3}. \quad (4.12)$$

Koeficient špičatosti odchylek e_t je tedy určen následovně

$$\gamma_2 = \frac{E(e_t^4)}{[\text{var}(e_t)]^2} - 3 = 3 \frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2} - 3 = \frac{6\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2} \geq 0, \quad (4.13)$$

což splňuje požadavek, že odchylky modelu ARCH(1) mají leptokurtické rozdělení, tzn. odchylky e_t modelu ARCH(1) vytvářejí odlehlá pozorování s vyšší pravděpodobností než je tomu v případě normálního bílého šumu.

Postup při odhadu modelu ARCH

V následující části je popsán postup odhadu modelu ARCH, konkrétně ARCH(m) vyjádřený předpisem (4.3), tzn. model ARCH s nulovou podmíněnou střední hodnotou u_t a odchylkami e_t . Analogický postup lze aplikovat u modelů typu GARCH (Rublíková 2007).

1. Identifikace řádu modelu ARCH

Modely ARCH(m) mají m -řádů. Řád m je dán bodem useknutí odhadnutého parciálního korelogramu v modelu

$$e_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m e_{t-m}^2 + u_t, \quad (4.14)$$

kde u_t je klasický bílý šum. Pokud je zkoumán model s příliš velkým řádem m , v některých případech pak nebude splněna podmínka nezápornosti odhadnutých parametrů. Proto Engle (1982) navrhl oproti původnímu modelu vyjádřeným vztahem (4.2) úsporný model s pouze dvěma parametry a s řádem 4 ($m=4$). Tento model lze vyjádřit

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \delta_1(0,4e_{t-1}^2 + 0,3e_{t-2}^2 + 0,2e_{t-3}^2 + 0,1e_{t-4}^2). \quad (4.15)$$

2. Odhad modelu ARCH

K odhadu modelu ARCH je využívána nejčastěji metoda maximální věrohodnosti (metoda nejmenších čtverců není z mnoha důvodů pro odhad modelů s podmíněnou heteroskedasticitou vhodná). Pro příslušnou hustotu pravděpodobnosti platí

$$f(e_1, \dots, e_n) = f(e_n | \Omega_{n-1}) \cdot \dots \cdot f(e_{m+1} | \Omega_m) f(e_1, \dots, e_m). \quad (4.16)$$

Pokud tedy $\varepsilon_t \sim$, pak logaritmická věrohodnostní funkce má tvar

$$l(\alpha_0, \dots, \alpha_m) = \sum_{t=m+1}^n \left(-\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \frac{e_t^2}{\sigma_t^2} \right). \quad (4.17)$$

Volatility pro výše uvedenou rovnici lze vyjádřit pomocí koeficientu α rekurentně ze vzorce

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m e_{t-m}^2, \quad t = m+1, \dots, n. \quad (4.18)$$

Pokud nastane situace, kdy normální rozdělení ε_t z důvodů těžkých konců není pro finanční časovou řadu vhodné, je možné použít i jiná rozdělení (tuto aplikaci umožňuje např. software EViews). Jestliže má ε_t standardizované t -rozdělení, pak se vztah (4.16) mění na

$$l(\alpha_0, \dots, \alpha_m) = - \sum_{t=m+1}^n \left(\frac{\nu+1}{2} \ln \left(1 + \frac{e_t^2}{(\nu-2)\sigma_t^2} \right) + \frac{1}{2} \ln(\sigma_t^2) \right). \quad (4.19)$$

V případě že ani t -rozdělení dostatečně nevysvětluje rozložení ε_t , lze aplikovat rozdělení GED (generalized error distribution), viz Cipra (2008).

3. Diagnostika modelu ARCH

Z odhadu modelu ARCH dle výše uvedeného postupu lze získat tyto následující informace:

- vypočtené odchylky \hat{e}_t , na základě nichž je dána chyba jednokrokové předpovědi v dané řadě v čase t ,
- vypočtené volatility $\hat{\sigma}_t^2$, což je rozptyl odchylky e_t odhadnutý v čase $t-1$ nebo ekvivalentně jednokroková předpověď rozptylu dané řady se standardním označením $\hat{\sigma}_t^2(t-1)$,
- vypočtené standardizované odchylky $\tilde{\varepsilon}_t$, kde

$$\tilde{\varepsilon}_t = \frac{\hat{e}_t}{\hat{\sigma}_t} \quad (4.20)$$

Podrobněji je diagnostická kontrola modelu rozebrána v kapitole 4.2.6.

4. Předpovědi volatility v modelu ARCH

Předpověď volatility v modelu ARCH za pomoci rovnice (4.2), lze predikovat jako

$$\hat{\sigma}_t^2(t-1) = \hat{\sigma}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m e_{t-m}^2, \quad (4.21)$$

$$\hat{\sigma}_{t+1}^2(t-1) = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\sigma}_t^2(t-1) + \alpha_2 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m e_{t+1-m}^2 \quad (4.22)$$

atd.

4.2.2 Lineární modely volatility – modely GARCH

Klasický model ARCH(m) má řadu nedostatků, a proto Bollerslev (1986) navrhl model GARCH (Generalized ARCH), který byl později modifikován, čímž byly eliminovány tyto problémy. Za nevýhody modelu ARCH(m) lze označit:

- je nutné použít poměrně vysoký řád m pro dostatečné popsání vývoje volatility dané časové řady,
- při vysokém řádu m je nutné odhadovat i vysoký počet parametrů, u kterých může být porušena podmínka nezápornosti,
- modely ARCH z vlastností finančních časových řad zohledňují shlukování volatility, ale pákový efekt či asymetrii již nikoli, kdy kladné a záporné odchylky e_t mohou mít odlišný vliv na volatilitu.

Hlavní odlišnost modelu GARCH spočívá v tom, že volatilita může záviset také na svých předchozích hodnotách.

Model GARCH (m, s) je formálně vymezen následujícím předpisem

$$y_t = \mu_t + e_t, \quad e_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (4.23)$$

kde stejně jako v rámci modelu ARCH ε_t jsou náhodné veličiny s nulovou střední hodnotou a jednotkovým rozptylem (častým předpokladem je, že tyto veličiny mají normální nebo t -rozdělení). Parametry α a β musí splňovat následující podmínky

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_i \geq 0, \quad \beta_j \geq 0, \quad \sum_{i=1}^{\max\{m,s\}} (\alpha_i + \beta_i) < 1, \quad (4.24)$$

pokud $i > m$ je $\alpha_i = 0$ a pro $j > s$ je $\beta_j = 0$. Jestliže $s = 0$, pak modely GARCH jsou totožné s modely ARCH(m). Poslední nerovnost v (4.24) deklaruje postačující podmínku pro existenci rozptylu

$$\text{var}(e_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^{\max\{m,s\}} (\alpha_i + \beta_i)}. \quad (4.25)$$

V současnosti je nejpoužívanějším modelem finančních časových řad nejjednodušší reprezentant této třídy modelů, model GARCH(1,1). Modely vyšších řádů typu GARCH se užívají jen sporadicky. Model GARCH(1,1) lze zapsat ve tvaru

$$y_t = \mu_t + e_t, \quad e_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (4.26)$$

za podmínky

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_1, \beta_1 \geq 0, \quad \alpha_1 + \beta_1 < 1. \quad (4.27)$$

Koeficient špičatosti modelu se vypočítá dle vztahu

$$\gamma_2 = \frac{3(1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2)}{1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2} - 3 = \frac{6\alpha_1^2}{1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2} \geq 0, \quad (4.28)$$

za předpokladu platnosti postačující podmínky

$$1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 > 0. \quad (4.29)$$

Predikce volatility v modelu GARCH(1,1) je dána následovně

$$\hat{\sigma}_t^2(t-1) = \hat{\sigma}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2. \quad (4.30)$$

Poněvadž platí

$$\sigma_{t+1}^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \sigma_t^2 + \alpha_1 \sigma_t^2 (\varepsilon_t^2 - 1) \text{ a } E(\varepsilon_t^2 - 1 | \Omega_{t-1}) = 0, \quad (4.31)$$

je rovněž

$$\hat{\sigma}_{t+1}^2(t-1) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \hat{\sigma}_t^2(t-1) \quad (4.32)$$

a při obecném zápisu

$$\hat{\sigma}_{t+\tau}^2(t) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \hat{\sigma}_{t+\tau-1}^2(t), \quad \tau > 1. \quad (4.33)$$

Postupným dosazováním lze nakonec dojít ke vztahu

$$\hat{\sigma}_{t+\tau}^2(t) = \frac{\alpha_0 (1 - (\alpha_1 + \beta_1)^{\tau-1})}{1 - \alpha_1 - \beta_1} + (\alpha_1 + \beta_1)^{\tau-1} \hat{\sigma}_{t+1}^2(t) \rightarrow \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} \quad (4.34)$$

pro $\tau \rightarrow \infty$. Z výše uvedeného odvození předpovědi volatility lze konstatovat, že předpověď volatility s rostoucím horizontem konverguje k nepodmíněnému rozptylu předpovědních chyb e_t .

4.2.3 Nelineární modely volatility

Finanční časové řady jsou ovlivněny působením několika asymetrických efektů, přičemž jedním z nejdůležitějších je pákový efekt (viz 3.2). Teoretický aparát lineárních modelů GARCH avšak není schopen toto asymetrické chování časových řad vysvětlit, a proto vznikly nelineární modely, jejichž snahou je zohlednit odlišné efekty kladných a záporných šoků. V této podkapitole je charakterizován model EGARCH (Cipra 2008).

EGARCH

Problematikou asymetrického chování časových řad se zabýval též Nelson, který v roce 1991 zformoval model EGARCH (Exponential GARCH). Je to první model, v němž byl asymetrický efekt zachycen a dokázán. Tento exponenciální model EGARCH je má tvar

$$y_t = \mu_t + e_t, \quad e_t = \sigma_t \varepsilon_t,$$

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \left| \frac{e_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{j=1}^s \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{e_{t-k}}{\sigma_{t-k}}. \quad (4.35)$$

Předností modelu zapsaného prostřednictvím logaritmických volatilit je, že podmínky nezápornosti parametrů již zde není nutné vkládat a pákový efekt je exponenciální. V praxi nejpoužívanější tvar modelu EGARCH je

$$y_t = \mu_t + e_t, \quad e_t = \sigma_t \varepsilon_t,$$

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}}. \quad (4.36)$$

Před samotnou konstrukcí modelů typu EGARCH je vhodné statisticky otestovat asymetrii. Z odhadnutého symetrického modelu GARCH jsou určena rezidua \hat{e}_t a na základě t -testu, případně F - nebo LM-testu, je poté testována významnost parametrů v klasických lineárních modelech typu

$$\hat{e}_t^2 = \delta_0 + \delta_1 S_{t-1}^- + u_t, \quad S_{t-1}^- = \begin{cases} 1 & \text{pro } \hat{e}_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{jinak;} \end{cases} \quad (4.37)$$

$$\hat{e}_t^2 = \delta_0 + \delta_1 S_{t-1}^- \hat{e}_{t-1} + u_t; \quad (4.38)$$

$$\hat{e}_t^2 = \delta_0 + \delta_1 S_{t-1}^- + \delta_2 S_{t-1}^- \hat{e}_{t-1} + \delta_3 S_{t-1}^+ \hat{e}_{t-1} + u_t, \quad S_{t-1}^+ = 1 - S_{t-1}^-, \quad (4.39)$$

kde u_t je klasický bílý šum. Jestliže je testy prokázána významnost parametrů δ_i , lze vyvodit následující závěry:

- významnost parametru δ_1 v modelu 4.37 je důkazem o asymetrii volatilit dané časové řadě,
- významnost parametrů δ_0 a δ_1 v modelu 4.38 deklaruje asymetrii volatilit a vliv velikosti záporných odchylek e_t na volatilitu v dané časové řadě,
- významností parametrů δ_0 až δ_3 v modelu 4.39 je potvrzena přítomnost asymetrie volatilit a na volatilitu v dané časové řadě má vliv i velikost kladných a záporných odchylek e_t .

4.2.4 Testování stacionarity

Pro aplikaci regresní analýzy je nutné vycházet ze stacionárních finančních časových řad (viz kapitola 3.1.3). Ke zjištění stacionarity časové řady bývá často užíván test jednotkového kořene tzv. Dickey-Fullerův test (DF-test) a rozšířený DF-test (ADF).

Dickey-Fullerův test

V osmdesátých letech byly navrženy tři varianty souhrnně označovány jako τ -testy. Tyto testy porovnávaly nulovou hypotézu s alternativní hypotézou a formálně je lze zapsat jako:

- τ - test: $H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ proti $H_1: y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ pro $\varphi_1 < 1$
tj. jednostranný test náhodné procházky proti stacionárnímu AR(1) procesu,
- τ_μ - test: $H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ proti $H_1: y_t = \alpha + \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ pro $\varphi_1 < 1$
tj. jednostranný test náhodné procházky proti stacionárnímu AR(1) procesu s nenulovou úrovní,
- τ_τ - test: $H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ proti $H_1: y_t = \alpha + \beta \cdot t + \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ pro $\varphi_1 < 1$
tj. jednostranný test náhodné procházky proti stacionárnímu AR(1) procesu s lineárním trendem (Cipra, 2008).

Pro všechny tři testy lze nulovou hypotézu jednoduše zapsat ve tvaru

$$H_0: \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pro } \psi = 0, \quad (4.40)$$

naopak alternativní hypotézu obecně jako

$$H_1: \Delta y_t = \alpha + \beta \cdot t + \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pro } \psi < 0, \quad (4.41)$$

kde $\psi = \varphi_1 - 1$, pro τ - test $\alpha = \beta = 0$ a pro τ_μ - test $\beta = 0$.

Testová statistika u všech tří variant DF-testů je klasický t-poměr

$$DF = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})}. \quad (4.42)$$

Kritický obor je dán vztahem

$$DF \leq t_{1-\alpha}(n). \quad (4.43)$$

Přitom ale testová statistika DF nemá t-rozdělení, ale rozdělení s těžšími konci, a proto bylo nutné simulačně napočítat nové kritické hodnoty pro jednotlivé testy zvlášť, které znázorňuje tabulka 4.1.

Tab. 4.1 Kritické hodnoty pro DF testy

<i>Hladina významnosti</i>	10 %	5 %	1 %
<i>kritické hodnoty pro τ - test ($n \rightarrow \infty$)</i>	-1,62	-1,95	-2,58
<i>kritické hodnoty pro τ_μ - test ($n \rightarrow \infty$)</i>	-2,57	-2,86	-3,43
<i>kritické hodnoty pro τ_τ - test ($n \rightarrow \infty$)</i>	-3,12	-3,41	-3,96

Zdroj: Cipra (2008, s. 355)

Software EViews avšak užívá daleko přesnější a zejména sofistikovanější výpočet p -hodnot podle MacKinnona.

Rozšířený Dickey-Fullerův test

V případě že závisle proměnná Δy_t obsahuje autokorelovanost, předchozí model nelze použít, poněvadž má chybu prvního druhu (pravděpodobnost zamítnutí platné H_0). Na základě této skutečnosti došlo k rozšíření původního testu na rozšířený DF-test (augmented DF-test), kde je nulová hypotéza vymezena jako

$$H_0: \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ pro } \psi = 0, \quad (4.44)$$

kdy testová statistika a kritické hodnoty pro jednotlivé varianty testů zůstávají i nadále stejné jako před rozšířením testu.

4.2.5 Diagnostická kontrola modelu

Diagnostická kontrola modelu slouží k verifikaci, zda model splnil podmínky, jež byly kladeny na odhady parametrů jak lineárních tak nelineárních modelů. Diagnostická kontrola je určena zejména na vlastnosti nesystematické složky.

Modely volatility vycházejí ze základní formulace, jež předpokládá, že rezidua jsou nezávislé náhodné veličiny s nulovou střední hodnotou a jednotkovým rozptylem. Pro správně určený model tedy platí, že standardizované odchylky vyjádřené vztahem (4.20) by tyto vlastnosti nesystematické složky měly indikovat. Pro diagnostickou kontrolu modelu je možné využít především následující testy kontroly, které jsou aplikovány na vypočtené standardizované odchylky (Arlt, Arltová 2003).

Rozptyl nesystematické složky

V praxi se testuje nesystematická složka z toho důvodu, zda je naplněn předpoklad heteroskedasticity (tzn. že její rozptyl není konstantní). Pro ověření heteroskedasticity lze využít několik variant testů. V rámci práce je užit ARCH – LM test, který je založen na principu Langrangeových multiplikátorů (LM). Ze vztahu 4.5 je zřejmé, že podmíněný rozptyl modelu ARCH(m) bude konstantní jen v případě, kdy parametry $\alpha_0, \dots, \alpha_m$ budou rovny nule. Nulová hypotéza je $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$. Naproti tomu alternativní hypotéza garantuje, že alespoň jeden parametr je různý od nuly.

Postup při LM-testu lze rozdělit do čtyř následujících kroků:

1. Vytvoří se umělá regrese, do které je začleněna konstanta a model bude prezentován v této formě

$$\hat{e}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{e}_{t-1}^2 + u_t, \quad (4.45)$$

z čehož budou získány jak rezidua \hat{e}_t^2 , tak také reziduální součet čtverců ESS_0 .

2. Na základě umělé regrese je poté vytvořen regresní model

$$\hat{e}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{e}_1^2 + \alpha_2 \hat{e}_2^2 + \dots + \alpha_m \hat{e}_m^2 + u_t, \quad (4.46)$$

z něhož budou získány reziduální součty čtverců ESS_1 a index determinace R^2 .

3. Za předpokladu platnosti nulové hypotézy, tzn. podmíněné homoskedasticity nesystematické složky, má testová statistika $T \cdot R^2$, kde T je délka časové řady a R^2 index determinace modelu, asymptoticky rozdělení $\chi^2(m)$.
4. Dále je nutno vypočíst F -statistiku testového kritéria, které vypadá následovně:

$$F_{LM} = \frac{\frac{ESS_0 - ESS_1}{m}}{\frac{ESS_1}{T - m - 1}}. \quad (4.47)$$

Pokud bude platit nulová hypotéza, lze rozdělení F -statistiky aproximovat $F(m, T - m - 1)$ rozdělením.

Autokorelace nesystematické složky

Přítomnost autokorelace nesystematické složky modelu je zjišťována prostřednictvím výběrové autokorelační funkce

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_t \hat{e}_t \hat{e}_{t-k}}{\sum_t \hat{e}_t^2}. \quad (4.48)$$

Jestliže není nesystematická složka autokorelována, hodnoty této funkce (4.48) leží uvnitř intervalu $\pm 2\sqrt{T}$ pro 95% interval spolehlivosti.

Existují i další možnosti, jak zjistit, jestli není nesystematická složka autokorelována. Například lze použít tzv. Portmanteauv test. V tomto případě je testována nulová hypotéza $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$ proti alternativní hypotéze $H_1: \text{non } H_0$, kde $\rho_k, k = 1, \dots, K$, představují autokorelace nesystematické složky pro zpoždění k . Při správné konstrukci modelu má statistika tvar:

$$Q = T \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_k^2. \quad (4.49)$$

Při vysokých hodnotách T a K má statistika Q přibližně rozdělení χ^2 s $(K - p - q)$ stupni volnosti. Při porovnání testového kritéria (4.54) s příslušnými kvantily rozdělení $\chi^2(K - p - q)$ lze testovat rovněž autokorelaci nesystematické složky.

Poněvadž při malém rozsahu výběru není statistika 4.54 efektivní, navrhli Ljung a Box tzv. modifikovanou portmanteuovou statistiku, která je dána vztahem

$$Q' = T(T+2) \sum_{k=1}^K (T-k)^{-1} \hat{\rho}_k^2 \quad (4.50)$$

a je porovnávána opět s příslušnými kvantily rozdělení $\chi^2(K-p-q)$.

Normalita nesystematické složky

Pro interpretaci odhadu parametrů, pro testování těchto parametrů, pro testování autokorelace a také pro konstrukci intervalových předpovědí je nutnou podmínkou, aby nesystematické složky modelu splňovaly předpoklad normality.

Nejpoužívanější metodou identifikace normality reziduí je tzv. Jarque-Berův test, který současně testuje třetí moment (šikmost) a čtvrtý moment (špičatost). Přitom je nutné reflektovat výchozí předpoklad, že šikmost normálního rozdělení je 0 a špičatost normálního rozdělení je 3. Testové kritérium JB testu má tvar

$$JB = (SK^2 + KU^2), \quad (4.51)$$

kde SK je testové kritérium pro testování šikmosti rozdělení

$$SK = \left(\frac{T}{6} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{\hat{m}_3^2}{\hat{m}_2^3} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (4.52)$$

a KU je testové kritérium pro testování špičatosti rozdělení

$$KU = \left(\frac{T}{24} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{\hat{m}_4}{\hat{m}_2^2} - 3 \right), \quad (4.53)$$

přičemž

$$\hat{m}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^j, \quad j = 2, 3, 4. \quad (4.54)$$

Při platnosti nulové hypotézy, která vyjadřuje normalitu reziduální složky modelu, mají statistiky SK a KU asymptoticky normované normální rozdělení $N(0,1)$. Statistika JB má rozdělení $\chi^2(2)$. Důvodem pro přijetí alternativní hypotézy, kromě nenormality reziduální složky, může být také patrná heteroskedasticita nesystematické složky.

4.2.6 Kritéria pro volbu modelu

V praxi se v některých případech stává, že při analýze časové řady lze akceptovat několik modelů současně. Pro výběr toho nejlepšího z nich byla navržena dodatečná kritéria, která jsou založena na porovnání nesystematické složky modelu pomocí souhrnných statistik. Podmínkou pro jejich užití je správně zvolený řád diferenciace. V rámci práce jsou uvedena tato kritéria Akaikeho AIC a BIC a Schwartzovo bayesovské SBC (Arlt, Arltová 2003).

Akaikeho informační kritérium je vymezeno vztahem

$$AIC = \frac{-2L}{n} + \frac{2k}{n}, \quad (4.55)$$

kde L představuje maximální věrohodnostní funkci, n počet pozorování a k je počet odhadovaných parametrů.

Poněvadž bylo empiricky ověřeno, že toto kritérium způsobuje nadhodnocení řádu autoregrese, bylo navrženo Schwartzovo bayesovské kritérium, které má tvar

$$SBC = \frac{-2L}{n} + \frac{k \log(n)}{n}. \quad (4.56)$$

Při využití informačních kritérií k výběru vhodného typu modelu je nejlepší ten model, který má nejnižší hodnotou informačního kritéria.

4.3 Vícerozměrné modely volatility GARCH

Modely volatility uvedené v předchozí kapitole 4.2 jsou jednorozměrné, tzn. modelují pouze volatilitu zcela nezávisle na jiných finančních časových řadách. Avšak tato skutečnost je často ve financích nedostatečná, neboť

- mezi různými finančními trhy či mezi různými aktivy obchodovaných na témže finančním trhu mnohdy dochází k „rozlévání“ volatility (*spillover*);
- při konstrukci a správě různých (investičních diverzifikovaných) portfolií tvoří klíčový determinující faktor korelace mezi jednotlivými složkami (Cipra, 2008).

Existují rovněž vícerozměrné modifikace modelů GARCH, které rozšiřují modelování jednorozměrné volatility do více dimenzí na tzv. vzájemnou volatilitu. Oproti předchozí skupině modelů využívají tato rozšíření i křížové členy $e_{i,t-1}$, $e_{j,t-1}$ a modelují zároveň diagonální i mimo diagonální prvky Σ_t . V rámci následující části práce jsou definovány některé používané typy vícerozměrných GARCH modelů včetně vymezení principu konstrukce.

1. GARCH modely typu vech

V případě této skupiny modelů se jedná formálně o M-GARCH (Multivariate GARCH) model řádu (p,q) , přičemž základní model s rovnicí vícerozměrné volatility (Bollerslev, Engle, Wooldridge (1988)) je dán vztahem:

$$\text{vech}(\Sigma_t) = \alpha_0 + \mathbf{A} \text{vech}(\mathbf{e}_{t-1} \mathbf{e}_{t-1}') + \mathbf{B} \text{vech}(\Sigma_{t-1}), \quad (4.57)$$

kde Σ_t je maticové zobecnění volatility σ_t^2 , \mathbf{e}_t je vektorové zobecnění předpovědní chyby e_t , α_0 je vektor parametrů a \mathbf{A} a \mathbf{B} jsou čtvercové matice parametrů.

2. Diagonální GARCH modely

Výchozím cílem modelů tohoto typu je redukce neúnosně vysokého počtu parametrů. Tohoto argumentu je docíleno tím, že matice parametrů \mathbf{A} a \mathbf{B} jsou považovány za diagonální a na základě tohoto zjednodušení lze rovnici volatility uvést ve tvaru

$$\sigma_{ij,t} = \alpha_{ij,0} + \alpha_{ij} e_{i,t-1} e_{j,t-1} + \beta_{ij} \sigma_{ij,t-1}. \quad (4.58)$$

3. Pozitivně definitní GARCH modely

Výše uvedené vícerozměrné GARCH modely měly jednu zásadní nevýhodu, jelikož nezaručují definitnost volatilní matice Σ_t , což lze definovat jako kladnost všech diagonálních prvků matice a její symetričnost. Problematiku pozitivní definitnosti volatilní matice řeší vícerozměrné modely GARCH pomocí rovnice ve tvaru

$$\Sigma_t = \mathbf{A}'_0 \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}' \mathbf{e}_{t-1} \mathbf{e}'_{t-1} \mathbf{A} + \mathbf{B}' \Sigma_{t-1} \mathbf{B}. \quad (4.59)$$

Značení je totožné jako v (4.57) s jedinou odlišností, že čtvercové matice parametrů \mathbf{A}_0 , \mathbf{A} a \mathbf{B} jsou stejného rozměru jako je rozměr daného procesu (Cipra, 2008).

4. CCC GARCH model (Constant Conditional Correlation GARCH)

Další třídou rozšíření jednorozměrných modelů GARCH do více dimenzí jsou takzvané CCC modely (Bollerslev, 1990) dle anglického ekvivalentu Constant Conditional Correlation. Tento model vychází z předpokladu, že podmíněná korelační matice je konstantní v čase. Proto pro podmíněnou kovarianční matici platí vztah

$$\Sigma_t = \mathbf{D}_t \boldsymbol{\rho} \mathbf{D}'_t, \quad (4.60)$$

kde $\boldsymbol{\rho}$ je konstantní podmíněná korelační matice typu $n \times n$ a $\mathbf{D}_t = \text{diag}\{\sigma_{1,1,t}, \dots, \sigma_{k,k,t}\}$. Protože matice Σ_t je symetrická, není nutné vždy modelovat všechny její prvky. Skutečný počet neznámých parametrů je totiž pouze $k(k+1)/2$.

V tomto případě tedy pouze postačuje modelovat jednorozměrné volatility jednotlivých komponent časové řady y_t . Korelační matici lze odhadnout jako výběrovou korelační matici a následně je již možné vypočítat prvky podmíněné kovarianční matice. Předpoklad konstantních korelací není ovšem v praxi příliš reálný, obzvlášť pro finanční časové řady analyzující delší období. Proto existuje zobecnění modelů CCC, které se nazývá OGARCH (dle anglického názvu Orthogonal GARCH).

Model CCC, resp. odhad prvků $\sigma_{ii,t}$ a $\sigma_{ij,t}$ varianční matice Σ_t je definován za využití modelu GARCH(m,s) jako

$$\sigma_{ii,t} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^m \alpha_{ij} e_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_{ij} \sigma_{ii,t-j}, \quad \sigma_{ij,t} = \rho_{ij} \sqrt{\sigma_{ii,t} \sigma_{jj,t}}. \quad (4.61)$$

4.4 Vícerozměrný model GARCH s dynamickými podmíněnými korelacemi DCC

V této podkapitole je definován vícerozměrný model GARCH s časově proměnnými podmíněnými korelacemi, jež je v anglickém ekvivalentu v literaturách označován jako DCC GARCH, tedy Dynamic Conditional Correlation GARCH. Tento model poprvé uvedl ve své práci R. Engle v roce 2002 (Engle, 2009). DCC GARCH bude aplikován na vícerozměrnou časovou řadu logaritmických výnosů $\mathbf{r}_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t})'$ z k aktiv, přičemž je nezbytným předpokladem, že tyto zisky mají nulovou střední hodnotu. Na základě splnění této skutečnosti se totiž zjednoduší zápis a vynikne vztah mezi podmíněnými korelacemi a vektorem standardizovaných reziduí ε_t , jež bývá též označován jako tzv. vektor šoků. V případě dvourozměrné časové řady $\mathbf{r}_t = (r_{1,t}, r_{2,t})$ s konstantní nulovou střední hodnotou lze její komponenty zapsat jako:

$$r_{1,t} = \sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2)} \varepsilon_{1,t}, \quad r_{2,t} = \sqrt{E_{t-1}(r_{2,t}^2)} \varepsilon_{2,t}, \quad (4.62)$$

kde $E(\varepsilon_{i,t}) = 0, i = 1, 2$ a $\text{var}(\varepsilon_{i,t}) = 1, i = 1, 2$. Podmíněná korelace je pak dána vztahem:

$$\rho_{1,2,t} = \frac{E_{t-1}(\sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2)} \varepsilon_{1,t} \sqrt{E_{t-1}(r_{2,t}^2)} \varepsilon_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2) E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}^2) E_{t-1}(r_{2,t}^2) E_{t-1}(\varepsilon_{2,t}^2)}} = E_{t-1}(\varepsilon_{1,t} \varepsilon_{2,t}). \quad (4.63)$$

Vektor šoků ε_t tedy reflektuje veškerou informaci o podmíněné korelaci $r_{1,t}$ a $r_{2,t}$ a představuje vektor standardizovaných reziduí. Pro zjednodušení zápisu lze definovat $E_{t-1}(\mathbf{r}_t) = E(\mathbf{r}_t | \mathbf{\Omega}_{t-1})$ a $\text{cov}_{t-1}(\mathbf{r}_t) = \text{cov}(\mathbf{r}_t | \mathbf{\Omega}_{t-1})$. Odhad vícerozměrného modelu GARCH s časově proměnnými podmíněnými korelacemi DCC lze rozvrhnout do tří kroků. V prvním kroku jsou odhadnuty volatilita jednotlivých komponent a zkonstruována standardizovaná rezidua. Poté je již možné odhadnout korelace pomocí standardizovaných reziduí. Nakonec je nutné odhadnutou korelační matici upravit a znormovat, aby splňovala vlastnosti korelační matice (Veselý, 2011).

4.4.1 Konstrukce standardizovaných reziduí

Pro řadu $\mathbf{r}_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t})'$ s nulovou střední hodnotou platí vztah:

$$E_{t-1}(\mathbf{r}_t \mathbf{r}_t') = \mathbf{\Sigma}_t = \mathbf{D}_t \boldsymbol{\rho}_t \mathbf{D}_t, \quad \mathbf{D}_t^2 = \text{diag}\{\mathbf{\Sigma}_t\}. \quad (4.64)$$

Dále platí rovnice:

$$\boldsymbol{\rho}_t = \text{cov}_{t-1}(\mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{r}_t) = \text{cov}_{t-1}(\boldsymbol{\varepsilon}_t). \quad (4.65)$$

Aby bylo možné zkonstruovat standardizovaná rezidua $\hat{\varepsilon}_t$, je nutné nejdříve odhadnout diagonální prvky matice $\boldsymbol{\Sigma}_t$. Poté lze již odhadnout podmíněnou korelační a následně i podmíněnou kovarianční matici. Diagonální prvky matice $\boldsymbol{\Sigma}_t$ jsou v podstatě podmíněné rozptyly komponent řady $\mathbf{r}_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t})'$:

$$\Sigma_{i,i,t} = E_{t-1}(r_{i,t}^2). \quad (4.66)$$

Podmíněné rozptyly komponent je zapotřebí odhadnout pro každé aktivum zvlášť. K tomu lze užít modely pro jednorozměrné modelování volatility popsané v kapitole 4.2, přičemž nejčastěji je využíván model GARCH a různé jeho modifikace. Posléze, co jsou odhadnuty modely volatility pro jednotlivé komponenty řady $\mathbf{r}_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t})'$, je nezbytné zkonstruovat standardizovaná rezidua jednoduše dle vzorce:

$$\hat{\varepsilon}_{i,t} = \frac{r_{i,t}}{\sqrt{\Sigma_{i,i,t}}}. \quad (4.67)$$

Prostřednictvím této operace je převedena řada s časově proměnnou volatilitou na řadu s časově konstantní volatilitou. Řada $\hat{\varepsilon}_{i,t}^2$ by pak v tomto případě neměla mít žádné signifikantní autokorelace.

4.4.2 Korelace standardizovaných reziduí

Na základě získaných hodnot standardizovaných reziduí lze nyní modelovat aproximaci podmíněné korelační matice řady $\mathbf{r}_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t})'$. Tato aproximace nechť je značena písmenem \mathbf{Q} a bude vyjadřovat kvazi-korelační matice. V praxi tři nejpoužívanější modely pro vývoj \mathbf{Q} jsou integrovaný, mean-reverting a asymetrický model.

Integrovaný model

Je bezprostřední analogií exponenciálního vyrovnávání. Pro jednotlivé prvky matice \mathbf{Q}_t lze model formulovat ve tvaru:

$$Q_{1,2,t} = \lambda \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + (1 - \lambda) Q_{1,2,t-1}. \quad (4.68)$$

V maticovém zápise lze model vyjádřit:

$$\mathbf{Q}_t = \lambda \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' + (1 - \lambda) \mathbf{Q}_{t-1}. \quad (4.69)$$

Model je označován jako integrovaný, protože obsahuje jednotkový kořen. Na základě této skutečnosti nemá model tendenci navracet se ke konstantní hodnotě korelace a měl by být užit v podmínkách, kdy korelace v daném období jednou nebo vícekrát změní svoji hodnotu a pravděpodobně se již k původní hodnotě nepřiblíží.

Mean-reverting model

Většina změn v hodnotě korelací mnohdy bývá jen dočasná a má tendenci navracet se ke své průměrné hodnotě. Tuto problematiku zohledňuje tzv. mean-reverting model, který je analogií procesu GARCH(1,1). Pro jednotlivé prvky matice \mathbf{Q}_t lze zapsat model ve tvaru:

$$Q_{1,2,t} = \omega_{1,2} + \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta Q_{1,2,t-1}. \quad (4.70)$$

V maticovém vyjádření má model tvar:

$$\mathbf{Q}_t = \mathbf{\Omega} + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \beta \mathbf{Q}_{t-1}. \quad (4.71)$$

Tento model obsahuje dva dynamické parametry α a β . Kromě toho má $N(N-1)/2$ parametrů v matici $\mathbf{\Omega}$. Tuto matici lze však zkonstruovat jednoduchým odhad odvozeným ze standardizovaných reziduí:

$$\hat{\mathbf{\Omega}} = (1 - \alpha - \beta) \bar{\mathbf{R}}, \quad \bar{\mathbf{R}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon'_t. \quad (4.72)$$

Prostřednictvím odhadu se sníží počet neznámých parametrů modelu na dva a substitucí $\hat{\mathbf{\Omega}}$ za $\mathbf{\Omega}$ již lze získat výsledný tvar mean-reverting modelu:

$$\mathbf{Q}_t = \bar{\mathbf{R}} + \alpha (\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} - \bar{\mathbf{R}}) + \beta (\mathbf{Q}_{t-1} - \bar{\mathbf{R}}). \quad (4.73)$$

Matice \mathbf{Q}_t je pozitivně definitní, pokud jsou splněny následující podmínky: $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $1 - \alpha - \beta > 0$ a \mathbf{Q}_t je pozitivně definitní. Jestliže se standardizovaná rezidua pohybují společným směrem, odhad kvazi-korelační matice vzroste nad svoji průměrnou hodnotu. V případě že se standardizovaná rezidua pohybují protichůdným směrem, odhad kvazi-korelační matice poklesne pod svou průměrnou hodnotu. Po nějaké době je vliv těchto šoků eliminován a odhad kvazi-korelační matice se opět přiblíží své průměrné hodnotě.

Asymetrický model

Tento model reflektuje v praxi pozorovaný pákový efekt charakteristický pro finanční časové řady (viz kapitola 3.2). Asymetrický model pro kvazi-korelační matici představuje zobecnění asymetrického modelu GARCH. V maticovém zápise lze model formulovat ve tvaru:

$$\mathbf{Q}_t = \mathbf{\Omega} + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \gamma \boldsymbol{\eta}_{t-1} \boldsymbol{\eta}'_{t-1} + \beta \mathbf{Q}_{t-1}, \quad \boldsymbol{\eta}_t = \min[\varepsilon_t, 0]. \quad (4.74)$$

Součin $\eta_{i,t}\eta_{j,t}$ je nenulový, výhradně pokud jsou obě hodnoty záporné. Tudíž pro parametr η platí omezující podmínka $\eta > 0$. I pro tento model existuje vhodný odhad pro matici Ω , který je determinován vývojem vektorů ε a η . Tento odhad lze zapsat ve tvaru:

$$\hat{\Omega} = (1 - \alpha - \beta)\bar{R} - \eta\bar{N}, \quad \bar{R} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-1}', \quad \bar{N} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \eta_t \eta_t'. \quad (4.75)$$

Pro pozitivní definitnost matice $\hat{\Omega}$ je nutná pouze platnost postačující podmínky, že $(1 - \alpha - \beta - \gamma) > 0$.

4.4.3 Normování kvazi-korelační matice

Ačkoli dle výše uvedených modelů je odhadnuta kvazi-korelační matice \mathbf{Q} , která je symetrická a pozitivně definitní, i přesto nesplňuje tato matice všechna kritéria korelační matice. Diagonální prvky matice \mathbf{Q} sice dosahují v průměru hodnotu 1, ale nejsou přímo rovny číslu 1 v každém časovém okamžiku. Hodnoty matice \mathbf{Q} dokonce ani nemusí ležet uvnitř intervalu $[-1, 1]$, a proto je nutné kvazi-korelační matici normovat na skutečnou korelační matici. Normování jednotlivých prvků matice lze uskutečnit prostřednictvím vztahu:

$$\rho_{i,j,t} = \frac{Q_{i,j,t}}{\sqrt{Q_{i,i,t}Q_{j,j,t}}}. \quad (4.76)$$

Maticový zápis lze vyjádřit ve tvaru:

$$\rho_t = \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2} \mathbf{Q}_t \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2}. \quad (4.77)$$

Vlivem normování se stává odhad nelineární ve čtvercích dat, a proto nemůže být nevychýleným odhadem skutečných korelací. Rovněž ani předpovědi nejsou nevychýlené. Tyto vlastnosti lze však identifikovat i u ostatních vícerozměrných variant modelu GARCH a dokonce i jednoduché metody, jako jsou historické korelace, splňují tyto předpoklady. Argumentem pro toto tvrzení je skutečnost, že hodnoty korelací jsou omezené, zatímco data omezena nejsou.

4.4.4 Odhad modelu DCC

Odhad modelu DCC je prováděn metodou maximální věrohodnosti. K tomu je nutné přijmout předpoklad, že data mají vícerozměrné normální rozdělení s daným vektorem středních hodnot a kovarianční maticí. Metoda je však natolik univerzální, že odhad modelu je konzistentní, pokud jsou správně specifikovány vektor středních hodnot a kovarianční matice, i když distribuční předpoklad splněn nebude. V tomto případě bude odhad modelu

neeficientní. Tato univerzalita je velmi důležitá, neboť řady logaritmických zisků z finančních aktiv mívají v praxi leptokurtické rozdělení s těžším chvostem (viz kapitola 3.2). Nyní bude formulován konkrétní model maximální věrohodnosti pro konkrétní variantu DCC modelu. Diagonální prvky $\Sigma_{i,i,t}$ jsou odhadovány standardním modelem GARCH(1,1). Na odhad kvazi-korelační matice \mathbf{Q}_t je využit mean-reverting model, který vychází také z modelu GARCH(1,1). Specifikace modelu je dána následujícími charakteristikami:

$$\begin{aligned}
\mathbf{r}_t | \mathbf{\Omega}_{t-1} &\sim \mathcal{N}(\mathbf{D}_t \boldsymbol{\rho}_t, \mathbf{D}_t), \\
\mathbf{D}_t^2 &= \text{diag}\{\boldsymbol{\Sigma}_t\}, \boldsymbol{\Sigma}_t = \text{cov}(\mathbf{r}_t | \mathbf{\Omega}_{t-1}), \\
\Sigma_{i,i,t} &= \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \beta_i \Sigma_{i,i,t-1}, \\
\varepsilon_t &= \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{r}_t, \\
\boldsymbol{\rho}_t &= \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2} \mathbf{Q}_t \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2}, \\
\mathbf{Q}_t &= \mathbf{\Omega}_t + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \beta \mathbf{Q}_{t-1},
\end{aligned} \tag{4.78}$$

kde α, β a $\{\alpha_i, \beta_i\}$ jsou kladné a pro všechna i je $\alpha_i + \beta_i < 1$ a také $\alpha + \beta < 1$. Parametry α a β vyjadřují, jak rychle jsou vstřebány nové šoky a hodnoty podmíněných korelací se navrací nazpět k dlouhodobému průměru. Jejich velikost a případné změny v čase tedy představují, jak moc jsou korelace mezi jednotlivými aktivy citlivé na nové šoky a zda se provázanost a vlastnosti trhů s časem výrazněji mění.

Pro zjištění hodnot koeficientů modelu GARCH i DCC GARCH je užívána metoda maximální věrohodnosti, přesněji řečeno se v tomto případě jedná o kvazi-maximální věrohodnost QMLE (Engle, 2009). Ta je založena na maximalizaci pravděpodobnostní funkce modelu za použití naměřených dat – realizací modelu. Logaritmická věrohodnostní funkce pro řadu $\mathbf{r}_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t})'$ má tvar:

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + \ln|\boldsymbol{\Sigma}_t| + \mathbf{r}_t' \boldsymbol{\Sigma}_t^{-1} \mathbf{r}_t) \tag{4.79}$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + \ln|\mathbf{D}_t \boldsymbol{\rho}_t \mathbf{D}_t| + \mathbf{r}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\rho}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{r}_t) \tag{4.80}$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + 2 \ln|\mathbf{D}_t| + \ln|\boldsymbol{\rho}_t| + \varepsilon_t' \boldsymbol{\rho}_t^{-1} \varepsilon_t) \tag{4.81}$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + 2 \ln|\mathbf{D}_t| + \mathbf{r}_t' \mathbf{D}_t^{-2} \mathbf{r}_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t + \ln|\boldsymbol{\rho}_t| + \varepsilon_t' \boldsymbol{\rho}_t^{-1} \varepsilon_t). \tag{4.82}$$

Tato logaritmická věrohodnostní funkce může být maximalizována vzhledem ke všem svým parametrům. Těmito parametry jsou podmíněné rozptyly v maticích \mathbf{D}_t a podmíněné

korelace v maticích ρ_t . Necht' parametry v maticích D_t jsou určeny θ a parametry v matici ρ_t určeny ϕ , lze logaritmickou věrohodnostní funkci rozdělit na tzv. volatilní část $L_V(\theta)$ a korelační část $L_C(\theta, \phi)$, což lze formálně zapsat následujícím vztahem:

$$L(\theta, \phi) = L_V(\theta) + L_C(\theta, \phi). \quad (4.83)$$

Volatilní část věrohodnostní funkce je definována jako

$$L_V(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + 2 \ln |D_t| + r_t' D_t^{-1} r_t), \quad (4.84)$$

a korelační část je dána vztahem

$$L_C(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |\rho_t| + \varepsilon_t' \rho_t^{-1} \varepsilon_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t). \quad (4.85)$$

Mnohem jednodušší postup však nabízí dvou-kroková metoda. Tato metoda rozdělí maximalizaci logaritmické věrohodnostní funkce do dvou kroků. První krok spočívá v maximalizaci volatilní části věrohodnostní funkce (4.93), již lze rovněž vyjádřit jako sumu věrohodnostních funkcí jednotlivých jednorozměrných GARCH modelů:

$$\hat{\theta} = \arg \max \{L_V(\theta)\} = \arg \max \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \left(\ln(2\pi) + \ln \sigma_{i,t} + \frac{e_{i,t}^2}{\sigma_{i,t}} \right) \right\}, \quad (4.86)$$

kde $\sigma_{i,t}$ je podmíněný rozptyl aktiva i v čase t . Tento vztah je tedy součtem věrohodnostních funkcí určujících jednorozměrné GARCH modely pro dílčí aktiva, které jsou odhadovány odděleně. Na základě odhadu parametrů $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_n)$ jsou získány estimátory podmíněných rozptylů $\sigma_{i,t}$ pro $i = 1, \dots, n$. V druhém kroku jsou odhadovány parametry α a β za použití tzv. korelační části věrohodnostní funkce ve zjednodušeném tvaru se zahrnutím již odhadnutého vektoru parametru θ , formálně zapsáno:

$$\max_{\phi} \{L_C(\hat{\theta}, \phi)\} = \max_{\phi} \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |\rho_t| + \varepsilon_t' \rho_t^{-1} \varepsilon_t) \right\}. \quad (4.87)$$

Tato dvou-kroková metoda není ekvivalentní s maximalizováním logaritmické věrohodnostní funkce přes všechny parametry, avšak je mnohem jednodušší a je konzistentní. Velká výhodou tohoto modelu je skutečnost, že obsahuje pouze dva neznámé parametry α a β (Veselý, 2011).

5 Empirické odhady modelů volatility

Tato aplikačně-empirická kapitola představuje stěžejní část diplomové práce. Nejprve je popsán vývoj ceny ropy s ohledem na hlavní determinující faktory působící na vývoj ceny. Následně je provedeno rozdělení vybraných finančních časových řad na více období, na nichž je aplikována základní statistická charakteristika, aby pro tyto časové řady bylo možné odhadnout nejlepší lineární či nelineární modely volatility. Příslušná rezidua realizovaných odhadů modelů volatility jsou následně podrobena testům normality, autokorelace a heteroskedasticity. Hlavní částí této kapitoly je poté konstrukce dynamických podmíněných korelací na základě modelu DCC GARCH, prostřednictvím něhož jsou odhaleny zlomové události ve vztahu korelace ceny ropy Brent a zvolených indexů akciových trhů.

5.1 Vývoj ceny ropy a identifikace ropných šoků

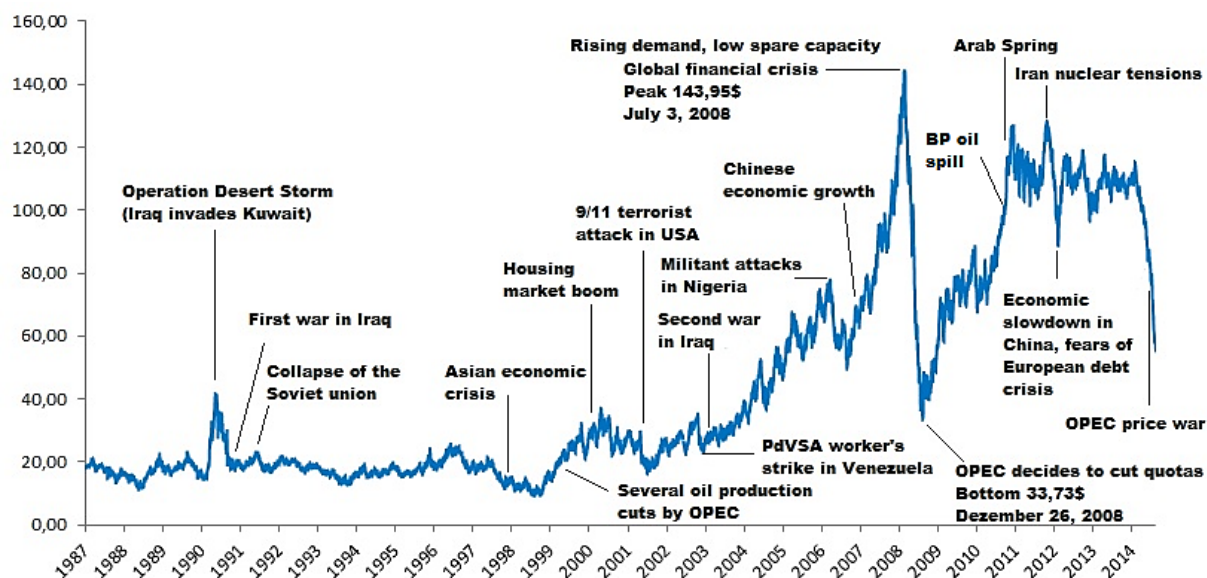
Problematika vývoje cen ropy vstoupila do povědomí odborné veřejnosti až v průběhu 70. let minulého století, kdy se odehrály první ropné šoky. Až do té doby, čímž je myšleno období od konce druhé světové války až do počátku 70. let, byl totiž vývoj ceny ropy stabilní, poněvadž cena barelu ropy činila až do roku 1973 přibližně 3 dolary. Tato skutečnost byla dána zejména cenovou regulací a silnou provázaností největších petrolejářských společností, které v této době zaujímaly většinu světového ropného průmyslu.

První ropný šok lze identifikovat koncem roku 1973. Období výrazného hospodářského růstu náhle skončilo vlivem zásahu členských států OPEC, které uvalily ropné embargo, jež mělo být reakcí na probíhající izraelsko-arabskou válku. Embargo bylo uvaleno ve velké míře na USA a Nizozemí, protože to byly země podporující Izrael. Tato reakce zapříčinila stažení asi 8 % světové produkce ropy z trhu. Růst ceny ropy způsobený uvaleným embargem představoval více než 120 % a cena barelu ropy byla tudíž na úrovni 13 dolarů za barel. Důsledkem prvního ropného šoku byla akumulace kapitálu z tržeb za prodanou ropu v zemích OPEC a udržování cen ropy v USA pod světovou úrovní na základě dotací a úvěrové politiky. Embargo na USA a další státy spřízněné s Izraelem bylo zrušeno v březnu 1974.

Druhý ropný šok byl reakcí na iránskou revoluci a lze jej datovat k roku 1979. Došlo opět ke zvýšení ceny ropy v relativním vyjádření téměř o 100 %. Tento nárůst byl způsoben vlivem omezení světové produkce přibližně o 9 %. Ovšem iránská revoluce postupně přešla do válečného stavu mezi Irákem a Iránem, což vyvolalo růst cen ropy na světových trzích o dalších 20 %. Nepříznivá situace v takto nestabilní oblasti tedy vytlačila cenu ropy až k 40 dolarům za barel. Důsledkem druhého ropného šoku bylo přijetí nové stabilizační politiky

zemí OPEC, které spočívalo především v přidělení těžebních kvót jednotlivým členským zemím. Výčet událostí, jež mají vliv na vývoj ceny ropy Brent v následujícím období, je zachycen na Obr. 5.1.

Obr. 5.1 Hlavní události determinující vývoj ceny ropy Brent



Zdroj: Filis (2011), vlastní zpracování

Třetí ropná krize nastala v roce 1990 a byla způsobena vojenskou invází iráckých vojsk do Kuvajtu označovanou jako operace Pouštní bouře. Cena barelu ropy se tímto počinem krátkodobě navýšila téměř na hodnotu 40 dolarů za barel, avšak v průběhu několika týdnů se cena vrátila na původní úroveň.

V polovině 90. let byl poté asijský trh zasažen recesí doprovázenou mohutným odlivem investic z těchto států. Nicméně v tomto období OPEC nereflektovala vývoj ekonomik v této části světa a zvýšila produkční kvóty. Toto rozhodnutí o zvýšení nabídky společně s nepříznivým ekonomickým vývojem, který podnítil pokles poptávky, způsobily tlak na pokles ceny ropy. Roční průměrná nominální cena poklesla z 20 dolarů za barel v roce 1996 na hodnotu 13 dolarů za barel v roce 1998.

Ceny ropy pak pokračovaly v růstové trajektorii až do roku 2000, jelikož v té době již začalo docházet k postupnému zotavování asijských ekonomik, které opět získaly důvěru investorů. Mimo to klíčovými faktory pro tento růst byly rovněž uskutečněné tzv. production cut ze strany OPEC v letech 1998 – 1999 a později rozhodnutí o zvýšení produkce ropy v návaznosti na dynamický růst trhu s bydlením.

V roce 2001 lze zaznamenat krátkodobý pokles cen ropy zapříčiněný zpomalením ekonomiky USA v souvislosti s celosvětovým strachem z opakování teroristických hrozeb

po útocích z 11. září. Poté již dochází v následujících letech k prudkému růstu ceny ropy, přičemž tyto růstové tendence (s vrcholem v polovině roku 2008) lze ztotožňovat s exponenciálním trendem, mimo první polovinu roku 2006, kdy cena ropy vykazovala propad v absolutním vyjádření cca 20 dolarů za barel.

Za dominantní činitele determinující silný vzestup ceny ropy od roku 2006 lze označit zejména růst poptávky po ropě v průmyslově vyspělých zemích Evropy a Spojených státech. Již tak vysokou poptávku po ropě ve sledovaném období dále umocnil rychlý ekonomický rozvoj zejména v Číně a Indii, což napomohlo enormně zvýšit poptávku po této strategické surovině. Další determinant růstu ceny ropy představuje americká hypoteční krize, jejímž následkem došlo k výraznému poklesu cen nemovitostí i akcií a o to větší tlak byl tedy vyvinut na komodity. Mnoho institucionálních investorů vlivem této skutečnosti přesunulo část kapitálu na komoditní trhy, a tudíž logickým následkem byl ohromný růst cen komodit včetně ropy. Dále lze jmenovat i slábnoucí kurz amerického dolaru, poněvadž ropa stejně jako další komodity je primárně obchodována v amerických dolarech.

V druhé polovině roku 2008 ovšem nastal prudký zvrat nejen v ceně ropy ale i ostatních komodit a v této souvislosti lze hovořit o tzv. splasknutí komoditní bubliny. Propad ceny ropy z téměř 144 dolarů za barel na 34 dolarů trval pouhých 5 měsíců. Cena ropy poklesla přibližně o 70 % ze svého historického maxima a dostala se až na úroveň z roku 2004. Obdobný pokles bylo možné zaznamenat i po odeznění druhého ropného šoku. Hlavní důvod poklesu spočíval ve snížení poptávky způsobené finanční krizí.

V roce 2011 byla cena ropy posouvána vzhůru vlivem politických nepokojů v arabském světě, především nervozitou z dalšího vývoje v Libyi. Situace v Libyi byla vyhrocena zejména po oznámení tamního vůdce Muammara Kaddáfího, že nehodlá odstoupit, a rovněž po zprávách, že by Kaddáfí mohl dát pokyn ke zničení ropných terminálů. Nicméně trh se zklidnil poté, co Saúdská Arábie slíbila, že výpadek libyjské ropy nahradí. Začátkem března se cena ropy pohybovala na úrovni 116 dolarů za barel a byla o pětinu vyšší oproti začátku roku. Globální produkce ropy kvůli Libyi poklesla zhruba o jedno procento, ale tento úbytek nepředstavoval již tak zásadní problém, jako tomu bylo např. během prvního ropného šoku, jelikož západní vlády nyní již disponovaly značnými strategickými zásobami.

Jak je patrné z Obr. 5.1, v roce 2012 lze identifikovat další pokles ve vývoji ceny ropy a v červnu téhož roku se barel severomořského Brentu od října 2011 dostal opět pod hranici 100 dolarů. Tento vývoj ceny ropy byl determinován zejména obavami z dalšího zhoršení evropské dluhové krize a horšími hospodářskými daty z Číny, přičemž přetrvávající hospodářský útlum by mohl ještě více snížit poptávku po surovinách.

V roce 2012 se však objevily úvahy na téma ropného vrcholu, přičemž zajímavé argumenty pro tuto skutečnost přináší např. britský týdeník *The Economist* (Buttonwood, ©2012): „Rozvinuté ekonomiky se snaží dosáhnout rychlejšího oživení, stále však čelí překážkám. Cena ropy se tvrdohlavě drží nad 100 dolarů za barel a funguje jako daň pro západní spotřebitele. Podle některých jsou vysoké ceny ropy výsledkem spekulativních aktivit. Nabízí se ovšem jednodušší vysvětlení: Nabídka ropy nestačí pokrývat její poptávku. Myšlenka ropného vrcholu, tj. názor, že těžba ropy se již nachází blízko svého maxima, není zdaleka všemi přijímána. Faktem ale je, že produkce již od roku 2005 stagnuje, několik zemí se z čistých exportérů přeměnilo na čisté dovozce (např. Velká Británie či Egypt). Rozvinuté země sice svou energetickou náročnost snížily, poptávka z rozvíjejícího se světa ale dále prudce roste. Ropný trh je tak velmi zranitelný co se týče krátkodobého přerušení těžby, které přišlo například během války v Libyi.“

Poslední významný propad v analyzovaném období lze zaznamenat v druhé polovině roku 2014, kdy se ceny ropy od června do konce roku snížily takřka o 50 % v důsledku rostoucí produkce suroviny v USA, především díky rozmachu těžby z břidlicových ložisek a současně nízkému růstu globální poptávky. K poklesu cen ale přispívají taktéž obavy ohledně hospodářského vývoje v Evropě a v Asii. Propad cen se zrychlil po listopadovém rozhodnutí ropného kartelu OPEC nezasáhnout proti cenovému poklesu omezením těžby. Totiž i přes obrovský globální převis nabídky dne 27. listopadu roku 2014 ve Vídni saudský ministr ropného průmyslu Alí al-Naimi zablokoval odvolání chudších členských zemí OPEC, jako je Venezuela, Írán či Alžírsko, pro snižování produkce a produkce zemí OPEC zůstala na úrovni 30 milionů barelů denně, jak bylo ujednáno již v prosinci 2011.

Klesající cena ropy Brent, která za posledního půl roku sledovaného období odepsala 50 % z úrovně 111 dolarů za barel na cca 55 dolarů za barel, začala na trhu s „černým zlatem“ vytvářet tzv. kontango strukturu. Kontango je obecně označení pro situaci, kdy je spotová cena komodity nižší než její budoucí hodnota reprezentovaná typicky cenou futures či forward kontraktů. Mohlo by se proto na první pohled zdát, že v prostředí s cenou ropy na pětiletých minimech by mohlo být atraktivní investiční příležitostí otevření long pozic na ropu, přičemž by se nemuselo jednat jen o přímou investici do fyzické ropy, ale i například do instrumentů, které kopírují její vývoj – typicky ETF fondy. Například pouze za měsíc prosinec tohoto roku přiteklo do burzovně obchodovaných fondů navázaných na vývoj ropy 2,3 mld. USD. Avšak vlivem kontanga nyní čelí manažeři ETF fondů, které jsou v long pozici, nepříjemné situaci, kdy jsou nuceni prodávat levné maturující kontrakty

a nakupovat dražší futures s vypořádáním v budoucnosti. Prostřednictvím rolování tudíž realizují každý měsíc vyšší ztráty.

5.2 Volba dat a jejich statistická analýza

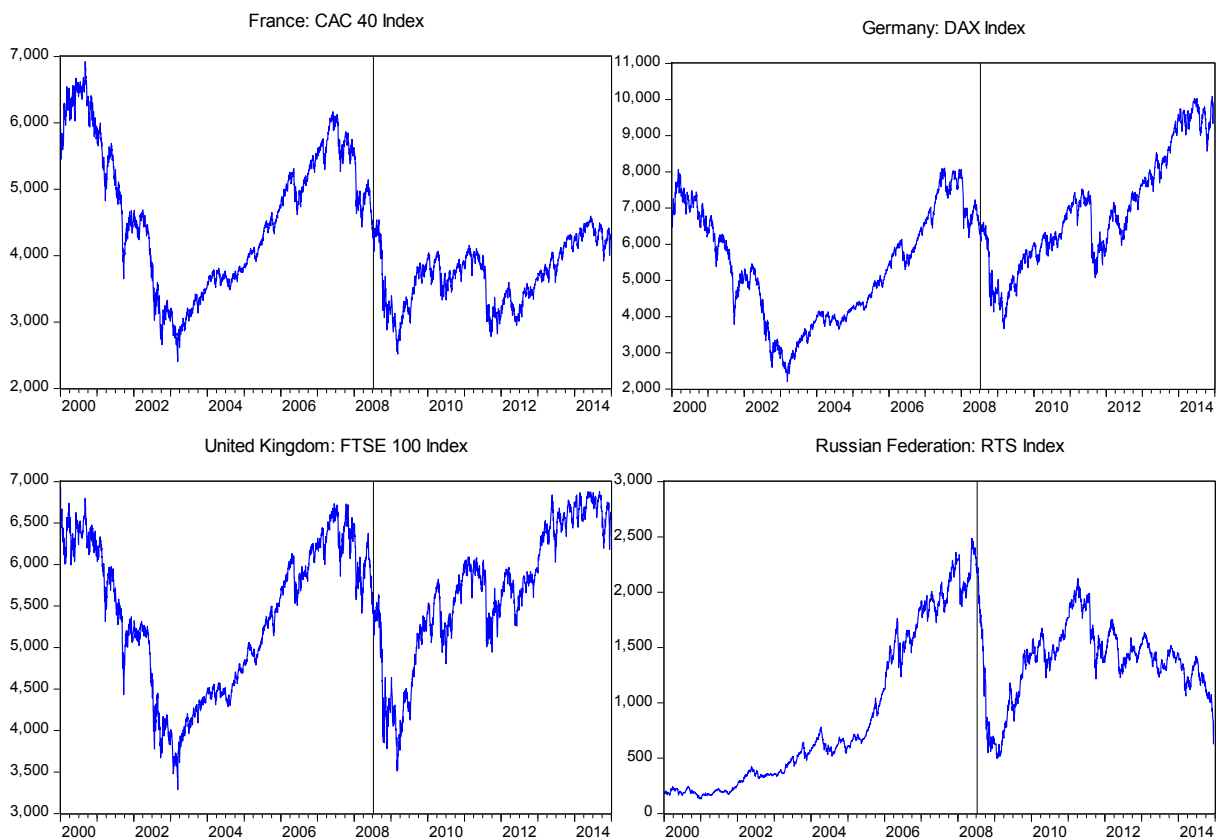
Výchozím zdrojem dat určených pro modelování dopadu výkyvů cen ropy na volatilitu akciových trhů v souladu s cílem diplomové práce jsou denní uzavírací kurzy akciových indexů CAC 40 a DAX, jež jsou indexy ekonomik závislých na dovozu ropy a indexů FTSE 100 a RTS, jež reprezentují země ropy vyvážející. Komodita ropa je prezentována v rámci práce ropou Brent. Časové řady jednotlivých akciových indexů a spotové ceny ropy Brent jsou v rámci diplomové práce přiloženy na CD v datovém souboru programu MS Excel. V rámci této podkapitoly jsou časové řady akciových indexů a spotové ceny ropy Brent rozděleny do dvou testovacích období. Následně jsou všechny již rozdělené časové řady výnosů podrobeny testu normality, stacionarity a heteroskedasticity. Též je vygenerován histogram rozdělení četností a včetně deskriptivní statistiky.

5.2.1 Členění testovacích období

Základní testovací období, které trvá od 3. ledna 2000 do 31. prosince 2014, bylo pro účely práce a přehlednost rozděleno na dvě různě dlouhá testovací období, přičemž klíčovým faktorem pro rozdělení byl vývoj ceny ropy Brent (viz grafy 5.1 a 5.2). Ve veškerých výstupech je takové období označeno vždy podtržítkem a příslušným číslem za originálním názvem indexu či ropy. Testovací období byla rozčleněna následovně:

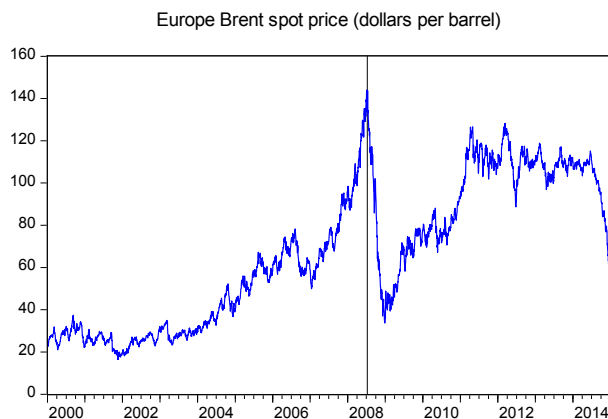
- První období tvoří vyšší počet pozorování a pro akciové indexy Francie, Německa a Spojeného království je charakteristické nejprve značným poklesem do roku 2003 a poté již silným vzestupem indexů. Akciový index Ruska a spotová cena ropy Brent oproti tomu vykazují po celou dobu rostoucí tendenci. Toto období začíná 3. ledna 2000 a jako konečné datum bylo vybrán 3. červenec 2008, jelikož v tento den dosahovala spotová cena ropy Brent historického maxima.
- Druhé období navazuje bezprostředně na první období a trvá do konce analyzovaného období, tj. do 31. prosince 2014. V tomto období již vývoj všech akciových indexů více koresponduje s vývojovými tendencemi spotové ceny ropy Brent, přičemž na počátku tohoto období lze pozorovat zmíněné splasknutí komoditní bubliny.

Graf 5.1 Vývoj časových řad akciových indexů CAC 40, DAX, FTSE 100 a RTS včetně členění sledovaného období



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Graf 5.2 Vývoj časové řady spotové ceny ropy Brent včetně členění sledovaného období



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

5.2.2 Výnos a jeho definice

Z výše znázorněných grafů je ihned zřejmé, že se jedná o data nestacionární a je zde patrný trend. Jelikož není možné v rámci regresní analýzy pracovat s nestacionárními daty, je nezbytné stacionaritu eliminovat a stávající data transformovat do stacionární časové řady. Stacionaritu lze odstranit kvantifikací výnosů jednotlivých časových řad dle daných historických cen finančních aktiv. Pro pochopení konstrukce výnosu je nejprve nutné vysvětlit

pojem martingál, který je spojován s hypotézou efektivního trhu a je založen na předpokladu, že nepřekrývající se cenové změny ve všech časových posunech jsou lineárně nezávislé, tj. nekorelované.

Martingál lze vyjádřit vztahem

$$P_t = P_{t-1} + a_t, \quad (5.1)$$

kde a_t je náhodná veličina označována jako přírůstek martiginálu nebo také jako diference martingálu. Lze předpokládat, že rozdělení náhodných veličin je normální, tj. $a_t \sim$), nicméně tento předpoklad má závažný nedostatek. Cena aktiva nemůže být záporná, potom je totiž minimální dosažitelný jednoduchý výnos aktiva

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = -1. \quad (5.2)$$

Jelikož náhodná veličina mající normální rozdělení může nabývat jakéhokoliv reálného čísla, pro cenu aktiva (5.2) platí, že jeho dolní mez není zaručena. Tento problém lze vyřešit úvahou, že jednoduché výnosy aktiva definované jako

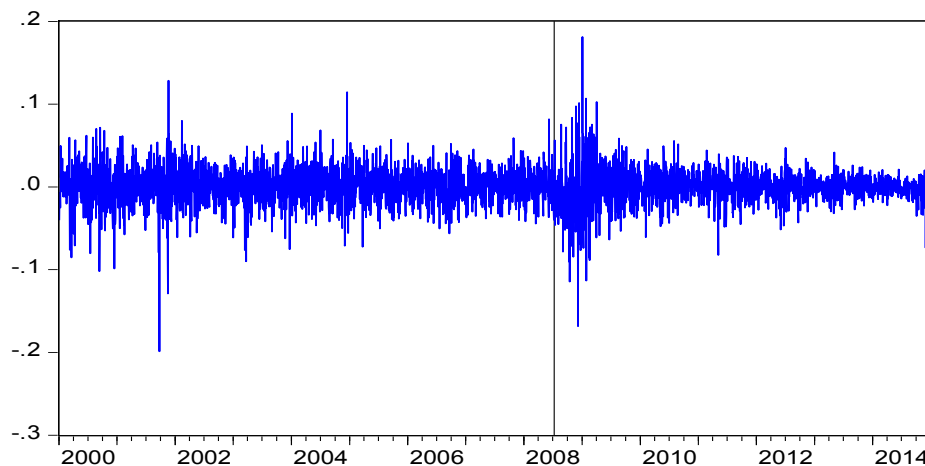
$$R_t + 1 = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (5.3)$$

by měly mít rozdělení nezáporné náhodné veličiny. V tomto případě je vhodné užít logaritmicko-normální rozdělení, protože logaritmus náhodné veličiny s logaritmicko-normálním rozdělením má normální rozdělení. Jestliže má jednoduchý výnos logaritmicko-normální rozdělení, pak jeho logaritmus

$$r_t = \ln(R_t + 1) = \ln P_t - \ln P_{t-1} = p_t - p_{t-1} \quad (5.4)$$

má normální rozdělení, viz Arlt, Arltová (2003).

Graf 5.3 Logaritmované jednodenní výnosy ceny ropy Brent



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Po použití logaritmicko-normálního rozdělení u výnosů lze na základě grafu č. 5.3 pro ropu Brent konstatovat, že problém nestacionarity byl eliminován, neboť nyní již nejsou patrné žádné vývojové trendy. Toto tvrzení je však nutné ještě následně podložit statistickým testem stacionarity a pro účely práce je tato problematika řešena ADF testem.

5.2.3 Deskriptivní statistiky a test normality

Deskriptivní statistiky jsou užívány k zachycení nejdůležitějších hodnot analyzovaných časových řad. Výpočet hodnot deskriptivní statistiky byl proveden v programu EViews, kde jsou pro přehlednost v tabulce zobrazovány hodnoty průměru, mediánu, maxima a minima, směrodatné odchylky, šikmosti, špičatosti a rovněž Jarque-Bera statistiky, která je určena k testování normality časové řady výnosů (viz 4.2.6). Deskriptivní statistika je v prostředí programu EViews součástí histogramu rozdělení četností, jež jsou uvedeny v příloze č. 5. Výstupy deskriptivních statistik pro jednotlivé časové řady dle členění na vymezená období jsou zobrazeny v tabulkách č. 5.1 a 5.2.

Tab. 5.1 Deskriptivní statistiky časových řad logaritmů výnosů vybraných akciových indexů a ropy Brent pro první období

	CAC40_1	DAX_1	FTSE100_1	RTS_1	BRENT_1
Střední hodnota	-0.000139	-0.000027	-0.000106	0.001137	0.000791
Medián	0.000000	0.000319	0.000000	0.001480	0.000875
Maximum	0.070023	0.075527	0.059038	0.096186	0.128534
Minimum	-0.076781	-0.074335	-0.058853	-0.115316	-0.198906
Směrodatná odchylka	0.013945	0.015302	0.011468	0.019944	0.022717
Šikmost	-0.108233	-0.072664	-0.218872	-0.547330	-0.464775
Špičatost	6.161847	6.030186	6.171897	6.502055	7.585036
Počet pozorování	2218	2218	2218	2218	2218

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Tab. 5.2 Deskriptivní statistiky časových řad logaritmů výnosů vybraných akciových indexů a ropy Brent pro druhé období

	CAC40_2	DAX_2	FTSE100_2	RTS_2	BRENT_2
Střední hodnota	-0.000001	0.000256	0.000107	-0.000607	-0.000565
Medián	0.000051	0.000530	8.25E-05	0.000000	0.000000
Maximum	0.105946	0.107975	0.093842	0.202039	0.181297
Minimum	-0.094715	-0.073355	-0.092646	-0.211994	-0.168320
Směrodatná odchylka	0.016093	0.015305	0.013082	0.024708	0.020949
Šikmost	0.126935	0.134905	-0.105598	-0.342175	0.018124
Špičatost	8.970587	9.277471	11.78033	14.43828	12.35457
Počet pozorování	1694	1694	1694	1694	1694

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

U výše uvedených statistik je věnována pozornost zejména výsledkům střední hodnoty, směrodatné odchylky, šikmosti, špičatosti, Jarque-Bera statistiky a její pravděpodobnosti.

V případě střední hodnoty obecně platí, že pokud střední hodnota je kladné číslo, pak je průměrný denní výnos kladný a v průměru dochází ke zhodnocování investovaných peněžních prostředků. V prvním období je dosahováno kladných hodnot u indexu RTS a ropy Brent, jelikož tyto časové řady vykazovaly růstovou vývojovou tendenci po celé toto období. Naopak ostatní akciové indexy v prvním období nabývaly záporných hodnot. V druhém období dosahovali investoři ztrát v případě indexů CAC 40, RTS a ropy Brent, zatímco zbylé indexy měly kladné hodnoty.

Při pohledu na hodnoty směrodatné odchylky lze přijmout tentýž argument, jako tomu bylo u střední hodnoty, že vlivem globalizace a rozvinutosti kapitálových trhů ve Spojeném království, Německu a Francii je reakce těchto trhů téměř shodná, kdežto chování ruského indexu RTS více inklinuje s vývojem ropy Brent. Proto za rizikovější období lze v případě indexů CAC 40, DAX a FTSE 100 považovat první období, oproti tomu u indexu RTS a ropy Brent se jeví druhé období jako rizikovější.

Hodnota šikmosti je všeobecně pro normální rozdělení rovna nule. Pro první období byly všechny hodnoty záporné, což ukazuje na zešikmení doprava a vylučuje normální rozdělení. U druhého období index DAX a ropa Brent naopak vykazovaly zešikmení doleva vlivem kladných hodnot šikmosti.

Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.1.1, hodnota špičatosti je u normálního rozdělení rovna 3, avšak pro finanční časové řady jsou charakteristické vyšší hodnoty špičatosti, což v obou sledovaných obdobích u všech časových řad platí. Lze tedy konstatovat, že výnosy analyzovaných časových řad nemají normální rozdělení.

Na základě tvaru histogramů četností i výsledných hodnot šikmosti a špičatosti lze dojít k závěru, že časové řady vybraných akciových indexů a ropy Brent nemají normální rozdělení. Tuto skutečnost je však nutné ještě ověřit testem normality. Pro potřeby diplomové práce byl vybrán Jarque-Bera test popsáný v kapitole č. 4.2.6, jehož hodnoty jsou uvedeny v tabulce 5.3.

Tab. 5.3 Jarque-Bera test normality výnosů

	Jarque-Bera statistika	Pravděpodobnost
CAC40_1	928.2455	0.000000
CAC40_2	2520.697	0.000000
DAX_1	850.5240	0.000000
DAX_2	2786.590	0.000000
FTSE100_1	947.5065	0.000000
FTSE100_2	5444.717	0.000000
RTS_1	1244.175	0.000000
RTS_2	9267.766	0.000000
BRENT_1	2022.688	0.000000
BRENT_2	6176.703	0.000000

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Dle výsledků Jarque-Bera testu normality výnosů je patrné, že žádná časová řada nemá normální rozdělení, a tudíž je zamítnuta ve všech případech nulovou hypotézu o normálním rozdělení logaritmu denních výnosů časových řad.

5.2.4 Test stacionarity výnosů zkoumaných dat

Pro testování stacionarity výnosů vybraných časových řad byl vybrán rozšířený Dickey-Fuller test jednotkového kořene, který je blíže popsán v podkapitole 4.2.5. Nulová hypotéza reflektuje jednotkovost kořene, tedy nestacionaritě časové řady. ADF test byl proveden v prostředí programu EViews a výsledky jsou zaznamenány v tabulce č. 5.4.

Tab. 5.4 Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

	Hodnota testovacího kritéria ADF testu	Pravděpodobnost	Kritická hodnota na hladině významnosti		
			1%	5%	10%
CAC40_1	-48,83118	0,0001	-3,433103	-2,862642	-2,567403
DAX_1	-49,45943	0,0001	-3,433103	-2,862642	-2,567403
FTSE100_1	-30,93818	0,0000	-3,433106	-2,862643	-2,567403
RTS_1	-44,70542	0,0001	-3,433103	-2,862642	-2,567403
BRENT_1	-46,74439	0,0001	-3,433103	-2,862642	-2,567403
CAC40_2	-26,88466	0,0000	-3,434013	-2,863045	-2,567619
DAX_2	-30,94529	0,0000	-3,434011	-2,863044	-2,567618
FTSE100_2	-19,91048	0,0000	-3,434018	-2,863047	-2,567620
RTS_2	-36,10220	0,0000	-3,434009	-2,863043	-2,567618
BRENT_2	-41,20767	0,0000	-3,434009	-2,863043	-2,567618

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Z tabulky 5.4 je patrné, že vypočtená kritéria ADF testu jsou statisticky významná pro všechny zkoumané časové řady. Poněvadž hodnota testového kritéria je ve všech případech

vyšší než kritické hodnoty pro jednotlivé hladiny významnosti, je zamítnuta nulová hypotéza a všechny zkoumané časové řady jsou tedy stacionární.

5.2.5 Test heteroskedasticity výnosů zkoumaných dat

Pro použití modelů podmíněné heteroskedasticity je požadováno, aby časové řady neměly konstantní rozptyl, tj. byly heteroskedastické. Pro testování heteroskedasticity byl v diplomové práci využit ARCH – LM test, který je vymezen v kapitole 4.2.6.

Při konstrukci je třeba nejprve odhadnout parametry úrovněvého modelu a sestavit regresní model, díky němuž jsou získána příslušná rezidua, která se následně testují na přítomnost heteroskedasticity právě pomocí ARCH – LM testu. Za závisle proměnou je považován čtverec reziduí a za nezávisle proměnné konstanta a zpožděné čtverce reziduí, přičemž v tomto testu jsou rezidua zpožděná od jednoho do čtyř dnů. Jako nulová hypotéza je stanovena homoskedasticita, alternativní hypotéza představuje heteroskedasticitu. Výsledky testu vygenerované programem EViews jsou uvedeny v tabulce 5.5.

V tabulce jsou vždy uvedeny hodnoty t -statistiky ARCH – LM testu pro všechny časové řady při různě velkých zpoždění reziduí společně s příslušnými koeficienty statistické významnosti. Tučně a s hvězdičkou jsou pak vyznačeny ty hodnoty, jejichž statistická významnost nepřekračuje 5% hladinu významnosti a nesplňují nulovou hypotézu. Takto označené časové řady lze považovat za heteroskedastické.

Tab. 5.5 ARCH-LM test heteroskedasticity výnosů

	RESID^2(-1)	Pravděpod.	RESID^2(-2)	Pravděpod.	RESID^2(-3)	Pravděpod.	RESID^2(-4)	Pravděpod.
CAC40_1	3,403299	0,0007*	8,556568	0,0000*	10,480560	0,0000*	4,214049	0,0000*
DAX_1	2,749907	0,0060*	9,961814	0,0000*	9,365180	0,0000*	8,101802	0,0000*
FTSE100_1	4,507924	0,0000*	9,450578	0,0000*	9,610235	0,0000*	5,467138	0,0000*
RTS_1	6,417292	0,0000*	6,123591	0,0000*	7,975081	0,0000*	0,870834	0,3839
BRENT_1	0,948404	0,3430	2,054869	0,0400*	8,499311	0,0000*	2,829655	0,0047*
CAC40_2	3,675008	0,0002*	6,620768	0,0000*	6,094624	0,0000*	6,240658	0,0000*
DAX_2	2,478943	0,0133*	8,012273	0,0000*	7,988096	0,0000*	3,330707	0,0009*
FTSE100_2	3,160952	0,0016*	7,442172	0,0000*	9,136240	0,0000*	7,206076	0,0000*
RTS_2	6,794035	0,0000*	4,217522	0,0000*	6,861937	0,0000*	3,067450	0,0022*
BRENT_2	4,261375	0,0000*	3,546226	0,0004*	4,135282	0,0000*	6,227282	0,0000*

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Z tabulky 5.5 je zřejmé, že u každé zkoumané časové řady na 5% hladině významnosti je minimálně jedno zpoždění, které vede k zamítnutí nulové hypotézy, což znamená, že ve všech časových řadách je vhodné použít pro modelování a analýzu volatility modelů podmíněné heteroskedasticity.

5.3 Odhad jednorozměrných modelů volatility

V následující podkapitole je modelována volatilita časových řad prostřednictvím jednorozměrných modelů. Pro každé období je odhadnut lineární či nelineární model, přičemž období jsou značena originálním názvem, podtržítkem a příslušnou číselnou hodnotou 1 či 2, jak bylo zmíněno již v podkapitole 5.2.1. Pro odhad lineárních a nelineárních modelů volatility byl opět využit program EViews dle teoretického vymezení v kapitole 4.2. Pro každou časovou řadu je vybrán nejlepší odhad. Nejvhodnější model je určen na základě statistické významnosti jednotlivých parametrů, avšak pokud jsou modely z hlediska parametrů stejně kvalitní, je nejlepší model vybrán dle hodnoty Akaikeho a Schwarzova informačního kritéria popsanych v podkapitole 4.2.7.

Nejprve je odhadnuta regresní rovnice, kde závislou proměnnou prezentuje daná časová řada a nezávislou konstanta a zpožděná časová řada o jedno období. V případě, že bude nezávislá proměnná nevýznamná, je vyloučena z modelu. Při odhadování modelů je použito Studentovo rozdělení vzhledem k omezenosti doplňku EViews dccgarch11 pro výpočet Dynamic Conditional Correlation, stejně jako možnost volby jednorozměrných modelů, která je omezena pouze na výběr lineárního modelu GARCH a nelineárních modelů GJR/TARCH či EGARCH a tato dvou-kroková metoda rovněž nereflektuje modely vyšších řádů (autoregresní zpoždění p jsou povoleny pouze ve střední hodnotě). Výsledné modely jsou seřazeny podle zemí a jednotlivých období.

Francie: CAC 40 Index

Na základě provedených odhadů lineárních a nelineárních modelů volatility byl pro časové řady CAC40_1 i CAC40_2 vybrán jako optimální model GARCH(1,1), viz Tab. 5.6. Z tabulky je rovněž zřejmé, že v obou případech jsou všechny parametry statisticky významné.

Tab. 5.6 Odhad modelu GARCH(1,1) pro časovou řadu CAC40_1 a CAC40_2

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000475	0.000214	2.218417	0.0265
Variance Equation				
C	1.41E-06	5.07E-07	2.778453	0.0055
RESID(-1)^2	0.081286	0.011546	7.040426	0.0000
GARCH(-1)	0.912141	0.011841	77.03025	0.0000
T-DIST. DOF	12.11505	2.191393	5.528471	0.0000
R-squared	-0.001944	Mean dependent var	-0.000139	
Adjusted R-squared	-0.001944	S.D. dependent var	0.013945	
S.E. of regression	0.013959	Akaike info criterion	-6.052439	
Sum squared resid	0.431991	Schwarz criterion	-6.039579	
Log likelihood	6717.154	Hannan-Quinn criter.	-6.047742	
Durbin-Watson stat	2.061398			

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000598	0.000277	2.162087	0.0306
Variance Equation				
C	2.76E-06	1.04E-06	2.643542	0.0082
RESID(-1)^2	0.089842	0.015036	5.974938	0.0000
GARCH(-1)	0.901398	0.015523	58.07009	0.0000
T-DIST. DOF	6.787308	1.248163	5.437837	0.0000
R-squared	-0.001426	Mean dependent var	-9.76E-06	
Adjusted R-squared	-0.001426	S.D. dependent var	0.016093	
S.E. of regression	0.016104	Akaike info criterion	-5.789662	
Sum squared resid	0.439075	Schwarz criterion	-5.773621	
Log likelihood	4908.844	Hannan-Quinn criter.	-5.783723	
Durbin-Watson stat	2.069144			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Německo: DAX Index

Pro index DAX se u časových řad DAX_1 i DAX_2 jevil jako nejlepší odhad modelu lineární model GARCH(1,1). V obou případech lze konstatovat, že u modelů jsou všechny parametry statisticky významné. Podrobné údaje o jednotlivých modelech jsou zaznamenány v tabulce č. 5.7.

Tab. 5.7 Odhad modelu GARCH(1,1) pro časovou řadu DAX_1 a DAX_2

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000689	0.000227	3.038896	0.0024
Variance Equation				
C	1.66E-06	5.62E-07	2.946781	0.0032
RESID(-1)^2	0.090070	0.012605	7.145623	0.0000
GARCH(-1)	0.903714	0.012741	70.93156	0.0000
T-DIST. DOF	12.70339	2.308889	5.501946	0.0000
R-squared	-0.002192	Mean dependent var	-2.73E-05	
Adjusted R-squared	-0.002192	S.D. dependent var	0.015302	
S.E. of regression	0.015319	Akaike info criterion	-5.914709	
Sum squared resid	0.520243	Schwarz criterion	-5.901849	
Log likelihood	6564.412	Hannan-Quinn criter.	-5.910012	
Durbin-Watson stat	2.092299			

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000879	0.000252	3.488980	0.0005
Variance Equation				
C	1.96E-06	8.10E-07	2.417808	0.0156
RESID(-1)^2	0.093302	0.016142	5.779950	0.0000
GARCH(-1)	0.903451	0.014787	61.09867	0.0000
T-DIST. DOF	5.776785	1.106165	5.222354	0.0000
R-squared	-0.001660	Mean dependent var	0.000256	
Adjusted R-squared	-0.001660	S.D. dependent var	0.015305	
S.E. of regression	0.015317	Akaike info criterion	-5.916467	
Sum squared resid	0.397212	Schwarz criterion	-5.900426	
Log likelihood	5016.248	Hannan-Quinn criter.	-5.910527	
Durbin-Watson stat	1.967122			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Spojené království: FTSE 100 Index

V případě indexu FTSE 100 byl zjištěn jako nejlepší odhad modelu pro časové řady FTSE100_1 a FTSE100_2 opět lineární model GARCH(1,1), u něhož jsou všechny parametry statisticky významné. Parametry včetně dalších charakteristik obou modelů jsou uvedeny v tabulce č. 5.8.

Tab. 5.8 Odhad modelu GARCH(1,1) pro časovou řadu FTSE100_1 a FTSE100_2

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000379	0.000168	2.247523	0.0246
Variance Equation				
C	1.23E-06	3.99E-07	3.089898	0.0020
RESID(-1)^2	0.104937	0.013773	7.618931	0.0000
GARCH(-1)	0.887632	0.013665	64.95670	0.0000
T-DIST. DOF	11.81589	2.710658	4.359049	0.0000
R-squared	-0.001788	Mean dependent var	-0.000106	
Adjusted R-squared	-0.001788	S.D. dependent var	0.011468	
S.E. of regression	0.011478	Akaike info criterion	-6.482003	
Sum squared resid	0.292084	Schwarz criterion	-6.469144	
Log likelihood	7193.541	Hannan-Quinn criter.	-6.477306	
Durbin-Watson stat	2.140259			

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000504	0.000203	2.485834	0.0129
Variance Equation				
C	1.38E-06	5.04E-07	2.733195	0.0063
RESID(-1)^2	0.097056	0.015524	6.252120	0.0000
GARCH(-1)	0.896588	0.014728	60.87631	0.0000
T-DIST. DOF	7.217212	1.568922	4.600110	0.0000
R-squared	-0.000923	Mean dependent var	0.000107	
Adjusted R-squared	-0.000923	S.D. dependent var	0.013082	
S.E. of regression	0.013088	Akaike info criterion	-6.341491	
Sum squared resid	0.289988	Schwarz criterion	-6.325450	
Log likelihood	5376.243	Hannan-Quinn criter.	-6.335552	
Durbin-Watson stat	2.026992			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Ruská federace: RTS Index

Pro index RTS se jako nejvhodnější odhad modelu jevil u obou časových řad RTS_1 i RTS_2 nelineární model EGARCH(1,1). Jak je možné vidět v tabulce 5.9, u modelu EGARCH(1,1) pro časovou řadu RTS_2 jsou všechny parametry až na konstantu statisticky významné, jejíž hodnota ve sloupci Prob. překročila hranici 5 %. Pro časovou řadu RTS_1 jsou všechny parametry modelu EGARCH(1,1) statisticky významné.

Tab. 5.9 Odhad modelu EGARCH(1,1) pro časovou řadu RTS_1 a RTS_2

LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002100	0.000310	6.775231	0.0000
Variance Equation				
C(2)	-0.536502	0.087590	-6.125153	0.0000
C(3)	0.274083	0.031913	8.588563	0.0000
C(4)	-0.042593	0.017697	-2.406782	0.0161
C(5)	0.958139	0.009542	100.4096	0.0000
T-DIST. DOF	4.878557	0.544522	8.959344	0.0000
R-squared	-0.002331	Mean dependent var	0.001137	
Adjusted R-squared	-0.002331	S.D. dependent var	0.019944	
S.E. of regression	0.019967	Akaike info criterion	-5.268621	
Sum squared resid	0.883895	Schwarz criterion	-5.253190	
Log likelihood	5848.900	Hannan-Quinn criter.	-5.262984	
Durbin-Watson stat	1.892906			

LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000109	0.000355	0.308408	0.7578
Variance Equation				
C(2)	-0.171629	0.033171	-5.174033	0.0000
C(3)	0.132585	0.021501	6.166591	0.0000
C(4)	-0.066116	0.012504	-5.287626	0.0000
C(5)	0.990602	0.003274	302.5911	0.0000
T-DIST. DOF	5.136452	0.627029	8.191730	0.0000
R-squared	-0.000842	Mean dependent var	-0.000607	
Adjusted R-squared	-0.000842	S.D. dependent var	0.024708	
S.E. of regression	0.024718	Akaike info criterion	-5.157987	
Sum squared resid	1.034391	Schwarz criterion	-5.138737	
Log likelihood	4374.815	Hannan-Quinn criter.	-5.150859	
Durbin-Watson stat	1.739422			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Europe Brent crude oil

Jako nejlepší možný odhad modelu pro ropu Brent lze označit pro časové řady BRENT_1 a BRENT_2 nelineární model EGARCH(1,1). V případě nelineárního modelu EGARCH(1,1) pro časovou řadu BRENT_2 obdobně jakou u časové řady RTS_2 jsou všechny parametry kromě konstanty statisticky významné. A taktéž jako u ruského indexu

RTS jsou i u modelu EGARCH(1,1) pro časovou řadu BRENT_1 všechny parametry statisticky významné. Podrobné údaje jsou zaznamenány v tabulce č. 5.10.

Tab. 5.10 Odhad modelu EGARCH(1,1) pro časovou řadu BRENT_1 a BRENT_2

LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))					LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001392	0.000430	3.240463	0.0012	C	-0.000290	0.000325	-0.891234	0.3728
Variance Equation					Variance Equation				
C(2)	-0.651213	0.163601	-3.980483	0.0001	C(2)	-0.087122	0.019984	-4.359635	0.0000
C(3)	0.113846	0.026799	4.248212	0.0000	C(3)	0.082363	0.015422	5.340627	0.0000
C(4)	-0.072783	0.018425	-3.950207	0.0001	C(4)	-0.039624	0.008047	-4.923844	0.0000
C(5)	0.926319	0.020239	45.76847	0.0000	C(5)	0.996898	0.001755	568.0844	0.0000
T-DIST. DOF	7.134127	0.956299	7.460140	0.0000	T-DIST. DOF	6.704818	1.071759	6.255899	0.0000
R-squared	-0.000702	Mean dependent var	0.000791		R-squared	-0.000173	Mean dependent var	-0.000565	
Adjusted R-squared	-0.000702	S.D. dependent var	0.022717		Adjusted R-squared	-0.000173	S.D. dependent var	0.020949	
S.E. of regression	0.022725	Akaike info criterion	-4.839414		S.E. of regression	0.020951	Akaike info criterion	-5.392577	
Sum squared resid	1.144917	Schwarz criterion	-4.823983		Sum squared resid	0.743141	Schwarz criterion	-5.373327	
Log likelihood	5372.910	Hannan-Quinn criter.	-4.833778		Log likelihood	4573.513	Hannan-Quinn criter.	-5.385450	
Durbin-Watson stat	1.982071				Durbin-Watson stat	2.003826			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

5.3.1 Testování reziduí odhadnutých modelů

U odhadnutých lineárních a nelineárních modelů je nutné ověřit vhodnost jejich standardizovaných reziduí. Vhodnými standardizovanými rezidui se rozumí taková rezidua, která jsou normálně rozdělena, bez známek autokorelace a jsou homoskedastická. Analogicky jako u výnosů jednotlivých finančních časových řad je i nyní testována normalita, autokorelace a hetroskedasticita. Diagnostické testy, na základě nichž jsou testována rezidua odhadnutých modelů volatility, byly popsány v kapitole 4.2.6. Veškeré testy byly prováděny v prostředí programu EViews, přičemž veškeré výstupy jsou součástí příloh č. 6 až 8 a souhrnný ucelený přehled výsledků testů modelů volatility pro jednotlivé finanční časové řady udává následující tabulka č. 5.11.

Tab. 5.11 Výsledky diagnostických testů standardizovaných reziduí pro jednotlivé jednorozměrné modely volatility

	Model	Normalita	Autokorelace	Heteroskedasticita
CAC40_1	GARCH(1,1)	NE	NE	ANO
CAC40_2	GARCH(1,1)	NE	NE	NE
DAX_1	GARCH(1,1)	NE	NE	NE
DAX_2	GARCH(1,1)	NE	NE	NE
FTSE100_1	GARCH(1,1)	NE	NE	NE
FTSE100_2	GARCH(1,1)	NE	NE	NE
RTS_1	EGARCH(1,1)	NE	ANO	NE
RTS_2	EGARCH(1,1)	NE	ANO	NE
BRENT_1	EGARCH(1,1)	NE	NE	ANO
BRENT_2	EGARCH(1,1)	NE	NE	NE

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Pro testování normality standardizovaných reziduí odhadnutých modelů byl užit Jarque-Berův test vymezený v kapitole 4.2.6. Pro přehlednost jsou všechny testy zobrazeny též pomocí histogramů uvedených v příloze č. 6, které jsou doplněny jednotlivými charakteristikami. Z jednotlivých grafů je patrné, že u všech modelů výrazně vyšší špičatost než u normálního rozdělení, což je hlavní důvod pro zamítnutí nulové hypotézy Jarque-Berova testu na 5% hladině významnosti, tudíž lze vyloučit, že rezidua v daném období mají normální rozdělení. Šikmost reziduí všech modelů se pohybuje v záporných hodnotách a lze tedy konstatovat, že rezidua jsou zešikmena doprava. Nejvyšších hodnot v rámci šikmosti dosahují jednoznačně nelineární modely pro ruský akciový index RTS.

Autokorelace je šetřena testem autokorelace v programu EViews, na jehož základě je shledáno, zda jsou časové řady reziduí sériově závislé na časových řadách zpožděných reziduí. Zpoždění bylo stanoveno na osm období, přičemž požadovaným výsledkem je nekorelovanost reziduí. V této práci je pro zjištění přítomnosti autokorelace v časových řadách reziduí užit korelogram a veškeré výstupy jsou součástí přílohy č. 7. Testem autokorelace byly odhaleny nejhorší výsledky u reziduí získaných konstrukcí nelineárního modelu EGARCH(1,1) ruského akciového indexu RTS, kdy byla odhalena autokorelace v obou obdobích u všech osmi řádů a lze tedy tvrdit, že pro logaritmy výnosů akciového indexu RTS nebyly nalezeny takové modely podmíněné heteroskedasticity, které by splňovaly podmínky ekonometrické verifikace a současně jejich parametry byly statisticky významné. V tomto ohledu je možné tedy reflektovat skutečnost, že oproti ostatním vybraným akciovým trhům, je ruský akciový trh nejmladší a nejméně vyspělý, byť v posledních letech již začíná být konkurenceschopný ve srovnání s akciovými trhy západní Evropy.

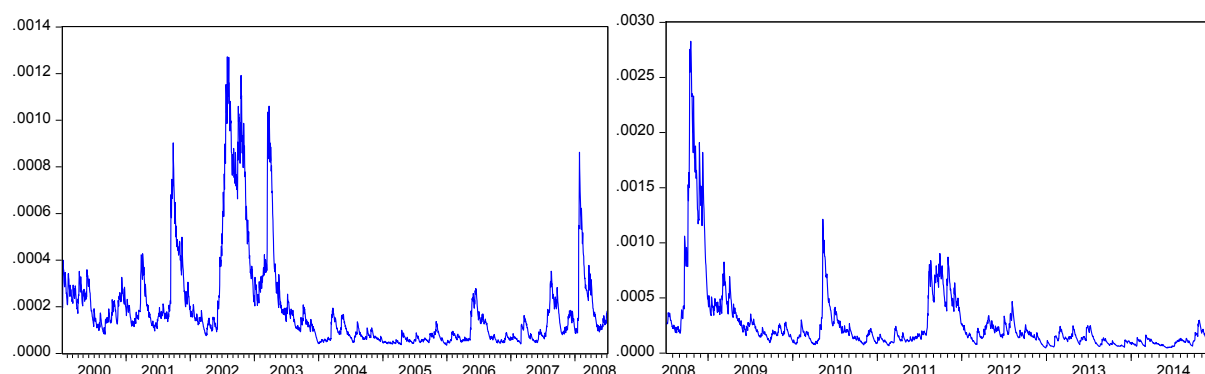
Heteroskedasticita reziduí modelů je testována ARCH-LM testem v programu EViews analogicky jako u výnosů daných časových řad. Odlišnost však spočívá v požadovaném výsledku, neboť zatímco u výnosů časových řad vybraných indexů a ropy byla žádoucí přítomnost heteroskedasticity jako podmínky pro užití modelů podmíněné heteroskedasticity, u odhadnutých modelů volatility je požadavek zcela opačný. Odhadem modelu by měla být heteroskedasticita eliminována, a tak přijata nulová hypotéza o homoskedasticitě na hladině významnosti 5 %. Cílem je tedy nalézt u každé časové řady homoskedastický model, přičemž veškeré výstupy z EViews jsou zachyceny v příloze č. 8. Testování je provedeno se zpožděním náhodné veličiny o jeden až čtyři dny pro všechny zkoumané časové řady. Jak je zřetelné ze souhrnné tabulky 5.8, u osmi z deseti modelů lze přijmout nulovou hypotézu a označit tak jejich rozptyl standardizovaných reziduí za konstantní. Heteroskedasticita byla shledána pouze u modelu GARCH(1,1) pro časovou řadu CAC40_1. Zde se vyskytuje statisticky nevýznamný čtverec reziduí při třídním zpoždění, takže v tomto případě byla přijata alternativní hypotéza. V druhém případě byla pak odhalena heteroskedasticita u modelu EGARCH(1,1) pro časovou řadu RTS_1, kde byl rovněž statisticky nevýznamný čtverec reziduí při třídním zpoždění.

5.3.2 Grafické vyjádření volatility

Obsahem této podkapitoly je grafické vyjádření volatility formou podmíněného rozptylu, který byl kvantifikován na základě odhadů lineárních či nelineárních modelů volatility v úvodu kapitoly 5.3. Řazení jednotlivých grafů je identické jako v předchozí kapitole. Následující grafy ilustrativně zobrazují podmíněné rozptyly jednotlivých časových řad dle vhodně zvolených modelů volatility.

a) Francie: CAC 40 Index

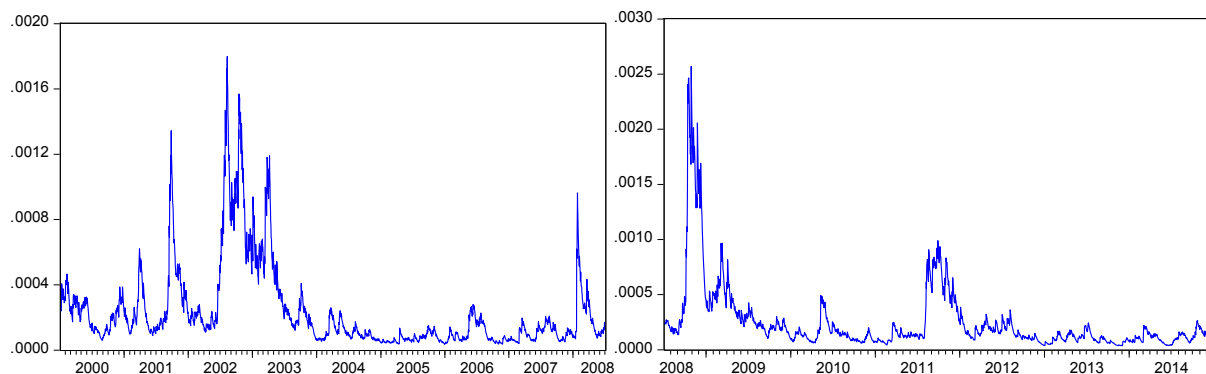
Graf 5.4 Vývoj volatility indexu CAC 40 v prvním a druhém období



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

b) Německo: DAX Index

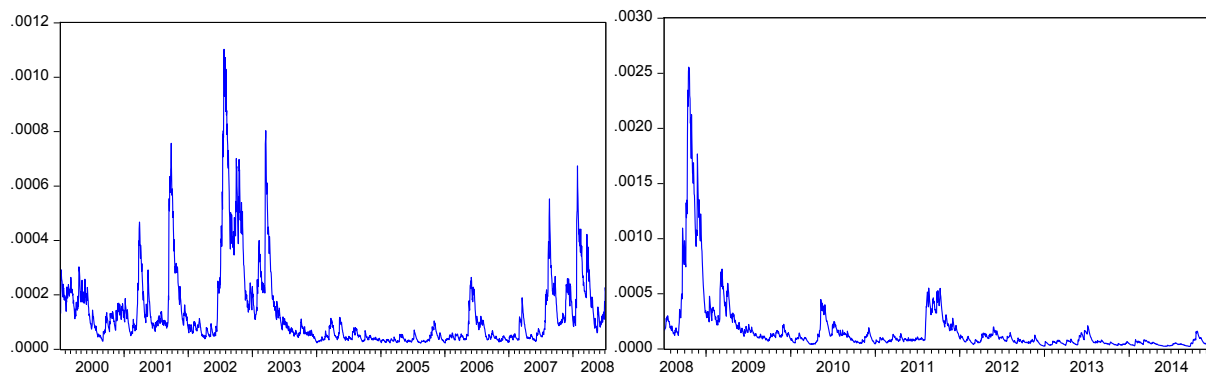
Graf 5.5 Vývoj volatility indexu DAX v prvním a druhém období



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

c) Spojené království: FTSE 100 Index

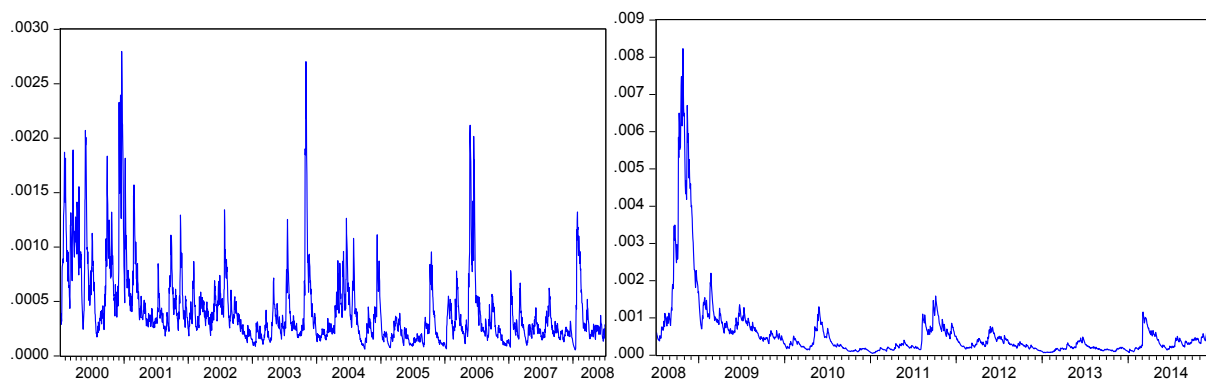
Graf 5.6 Vývoj volatility indexu FTSE 100 v prvním a druhém období



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

d) Ruská federace: RTS Index

Graf 5.7 Vývoj volatility indexu RTS v prvním a druhém období



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Z výše uvedených grafů vyjadřujících vývoj podmíněného rozptylu jednotlivých akciových trhů Francie, Německa, Spojeného království a Ruska lze identifikovat v případě akciových indexů zemí západní Evropy sedm období, v nichž došlo ke zvýšení volatility.

Vývoj ruského akciového trhu byl obzvlášť v prvním sledovaném období více specifický a objasnit příčiny vývoje podmíněného rozptylu by bylo vzhledem k omezenosti dostupnosti dat o vývoji finančních trhů a potažmo ekonomiky velmi obtížné.

Rok 2000 se stal zlomem, kdy na akciových trzích byl značný počet společností někdy až neúnosně nadhodnocen a nedávný býčí akciový trh vystřídal prudký pokles akciových kurzů. Jednalo se především o akcie internetových a telekomunikačních společností, které byly v mnohých případech mladé a ztrátové a díky tomu investoři tak přicházeli o hodně zisků. Toto období datované především k březnu roku 2000 je označováno jako splasknutí technologické bubliny.

V roce 2001 pokračovaly akciové trhy v nepříznivém trendu započatém ve druhém čtvrtletí předchozího roku. Příliv špatných výsledků společností spojený s nepříliš optimistickými vyhlídkami na jejich zlepšení způsobily propady indexů v řádech desítek procent. Nejhuře se vedlo zvláště internetovým společnostem, které po předchozích enormních nárůstech klesaly téměř k nule. K propadům akciových trhů přispěl rovněž prudký pokles rychlosti růstu HDP v nejsilnějších světových ekonomikách, protože v tomto roce se do recese dostalo Japonsko a v závěru roku též ekonomika Spojených států amerických. Zlom na akciové trhy přinesly především teroristické události v USA, po nichž akcie dále prudce klesaly. Západoevropské akciové indexy procházely obdobným vývojem jako akciové indexy USA, přičemž pokles byl umocněn upadající důvěryhodností Evropské centrální banky, poněvadž několikanásobné snížení úrokových sazeb nebylo trhy kladně přijato v důsledku vytýkané nedostatečné a příliš opožděné reakce.

Rok 2002 měl být dle očekávání rokem dynamického růstu světové ekonomiky. Avšak vlivem nepříznivých událostí z předešlého roku, kdy světovým hospodářstvím včetně jeho finančního systému otřásla řada po sobě jdoucích politických i ekonomických šoků (zejména kurzové korektury na akciových trzích či útoky z 11. září, jež vyvolaly válku proti terorismu), všechny významné burzy západní Evropy za rok klesly. V Evropě postupně sílil tlak na Evropskou centrální banku, a to především aby snížila úrokové sazby a tím povzbudila ekonomický růst. Úrokové sazby v eurozóně však zůstaly do konce listopadu beze změny, i přes prudké oslabení ekonomického růstu v Unii a zejména v Německu. Evropská centrální banka se totiž orientovala především na kontrolu inflace, což považovala za primární cíl.

Příprava na válku v Iráku, hrozba terorismu a celková geopolitická nejistota na počátku roku 2003 akciovým trhům příliš nenahrávala. Avšak rychlé vítězství spojenců v březnu v Iráku přispělo k obnovení důvěry v kapitálové trhy a spekulace o zřejmém zotavení světové ekonomiky ukončily odliv prostředků z akciových trhů jakožto rizikového

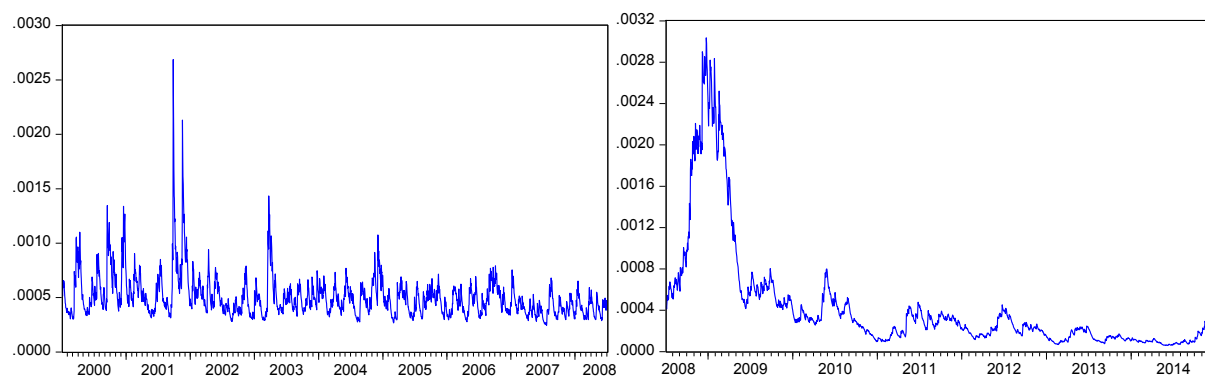
prostředí. K oživení na světových akciových trzích přispěly tedy zvláště americké burzy, neboť ty mají značný vliv i na trhy v Evropě, Japonsku a v jiných zemích. Vývoji na evropských akciových trzích napomohlo i dvojí snížení úrokových sazeb, které během roku uskutečnila Evropská centrální banka ve snaze oživit hospodářství starého kontinentu.

Nejvýznamnější nárůst podmíněného rozptylu je z grafů 5.4 až 5.7 patrný v druhé polovině roku 2008, na který měl s velkou pravděpodobností vliv pád americké banky Lehman Brothers a plné propuknutí světové finanční krize, kdy volatilita všech vybraných akciových indexů dosahoval svých maxim v rámci celého sledovaného období. Rostoucí nejistota ohledně finančního zdraví kapitálově silných bank po celém světě tak vedla k propadu aktivity na finančních trzích a ke zvýšení jejich volatility, což v konečném důsledku zapříčinilo rychlé a synchronizované zhoršení hospodářských podmínek a razantní pokles světového obchodu.

V druhém čtvrtletí roku 2010 je znatelný další významný nárůst volatility, který pravděpodobně souvisí se snížením ratingu Řecka z investičního stupně do stupně spekulativního a rovněž s vlnou spekulací ohledně další budoucnosti eura, evropské měnové unie a ostatně samotného Řecka. Neméně významným rokem z hlediska volatility pak byl rok 2011, kdy se začaly šířit obavy z možného návratu globální ekonomiky do recese, jelikož ekonomice Spojených států amerických byl snížen rating a investoři vlivem nejistoty přesunovali prostředky z rizikovějších aktiv na bezpečnější instrumenty. Dluhová krize v Řecku, jež plně propukla již v roce 2010, se postupně přelévala do dalších států eurozóny a do spekulativního stupně se dostaly dále ekonomiky Irska či Portugalska, které byly nuceny požádat v roce 2011 o mezinárodní finanční pomoc. Tato nepříznivá situace způsobila značné turbulence na finančních trzích v důsledku nedůvěry investorů ve schopnost centrálních bank, EU a MMF udržet a zajistit další financování problémových zemí.

Europe Brent crude oil

Graf 5.8 Vývoj volatility ropy Brent v prvním a druhém období



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Vývoj podmíněného rozptylu v jednotlivých obdobích pro ropu Brent ve velké míře koresponduje s vývojem akciových trhů západoevropských zemí. Popis hlavních událostí determinující vývoj ceny ropy byl již součástí kapitoly 5.1.

5.4 Odhady modelu DCC GARCH a dynamických podmíněných korelací

Poté co již v rámci dvou-krokového modelu DCC GARCH, jež je v prostředí EViews dán doplňkem dccgarch11, byla jako první krok sestrojena standardizovaná rezidua pomocí jednorozměrných modelů pro podmíněnou volatilitu GARCH(1,1) či EGARCH(1,1), lze následně prostřednictvím získaných standardizovaných reziduí odhadnout dynamické parametry α a β mean-reverting modelu. K odhadu je pro účely práce užita dvou-kroková metoda maximální věrohodnosti, přičemž v programu EViews jsou parametry α a β reprezentovány parametry theta(1) a theta(2). A jak již bylo uvedeno v kapitole 4.2.2 pro pozitivní definitnost matice \mathbf{Q}_t musí být splněny jisté podmínky: $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\alpha + \beta < 1$. Následně lze již kvantifikovat dynamické podmíněné korelace mezi časovými řadami.

Následující podkapitola je nyní rozdělena na dvě období, jež byla definována na začátku empirické kapitoly a pozornost bude věnována zlomovým událostem determinujícím podmíněnou korelaci mezi akciovými trhy a ropou Brent. Akciové trhy jsou ještě dále odděleny zvlášť na země závislé na importu ropy a země exportující ropu. Struktura podkapitol je dána nejprve základním popisem odhadnutého modelu a následně výčtem stěžených hodnot korelací ve zlomových bodech korelačního trendu společně s vymezením událostí, jež determinovaly zlomové časové úseky, které jsou v grafech zvýrazněny šedou plochou.

5.4.1 Dynamic Conditional Correlation GARCH v prvním období

V prvním období vymezeném od 3. ledna 2000 do 3. července 2008 lze u všech výstupů identifikovat pět klíčových zlomových událostí, jež způsobily turbulence cen ropy a akciových trhů. Poslední zlom v korelačním trendu představuje teprve počátek tohoto šoku, který se v plné míře projevil až na počátku druhého analyzovaného období koncem roku 2008.

Ekonomiky závislé na importu ropy

Z tabulky 5.12 je patrné, že pro oba odhady modelu DCC GARCH je splněn předpoklad součtu dynamických parametrů $\theta(1) + \theta(2) < 1$, čímž je potvrzena pozitivní definitnost matice \mathbf{Q}_t . Rovněž tyto parametry jsou statisticky významné, což dokazuje sloupec Prob.

Tab. 5.12 Odhad modelu DCC GARCH pro BRENT_1 a CAC40_1; BRENT_1 a DAX_1

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
theta(1)	0.015149	0.007068	2.143277	0.0321
theta(2)	0.965352	0.020486	47.12280	0.0000
t-Distribution (Degree of Freedom)				
theta(3)	10.00414	1.136788	8.800358	0.0000
Log likelihood	12090.89	Schwarz criterion	-10.85736	
Avg. log likelihood	2.725629	Hannan-Quinn criter.	-10.87858	
Akaike info criterion	-10.89079			

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
theta(1)	0.013692	0.006243	2.193080	0.0283
theta(2)	0.974893	0.014068	69.29932	0.0000
t-Distribution (Degree of Freedom)				
theta(3)	9.566424	1.071007	8.932177	0.0000
Log likelihood	11938.16	Schwarz criterion	-10.71964	
Avg. log likelihood	2.691199	Hannan-Quinn criter.	-10.74086	
Akaike info criterion	-10.75308			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Na základě výše uvedených hodnot lze model pro standardizovaná rezidua zapsat ve tvaru v případě časových řad BRENT_1 a CAC40_1

$$Q_{i,j,t} = \omega_{i,j} + 0,015149\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + 0,965352Q_{i,j,t-1} \quad (5.1)$$

a pro časové řady BRENT_1 a DAX_1

$$Q_{i,j,t} = \omega_{i,j} + 0,013692\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + 0,974893Q_{i,j,t-1}, \quad (5.2)$$

prostřednictvím nichž je pak korelace dána vztahem

$$\rho_{i,j,t} = \frac{Q_{i,j,t}}{\sqrt{Q_{i,i,t}Q_{j,j,t}}}. \quad (5.3)$$

Ekonomiky exportující ropy

Hodnoty dynamických parametrů se v případě odhadu modelu DCC GARCH pro BRENT_1 a FTSE100_1 nijak zvlášť neodlišují od předešlých modelů pro země, jež jsou závislé na dovozu ropy (viz Tab. 5.13). Problém se jeví spíše u odhadu modelu DCC GARCH pro BRENT_1 a RTS_1, poněvadž parametr $\theta(1)$ je statisticky nevýznamný a hodnota koeficientu $\theta(2)$ rovněž nevykazuje příliš optimální hodnotu. Tento problém byl pravděpodobně způsoben detekovanou značnou autokorelací v případě odhadu jednorozměrného modelu EGARCH(1,1) u časové řady RTS_1.

Tab. 5.13 Odhad modelu DCC GARCH pro BRENT_1 a FTSE100_1; BRENT_1 a RTS_1

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
theta(1)	0.012748	0.006371	2.000934	0.0454
theta(2)	0.975136	0.016713	58.34528	0.0000
t-Distribution (Degree of Freedom)				
theta(3)	9.349866	1.021165	9.156075	0.0000
Log likelihood	12573.92	Schwarz criterion	-11.29291	
Avg. log likelihood	2.834517	Hannan-Quinn criter.	-11.31413	
Akaike info criterion	-11.32635			

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
theta(1)	0.036667	0.020639	1.776622	0.0756
theta(2)	0.708975	0.186843	3.794502	0.0001
t-Distribution (Degree of Freedom)				
theta(3)	6.594527	0.499441	13.20381	0.0000
Log likelihood	11232.80	Schwarz criterion	-10.08361	
Avg. log likelihood	2.532191	Hannan-Quinn criter.	-10.10483	
Akaike info criterion	-10.11704			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Opět dle výše uvedených výstupů lze výsledný model pro časové řady BRENT_1 a FTSE100_1 uvést ve tvaru

$$Q_{i,j,t} = \omega_{i,j} + 0,012748\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + 0,975136Q_{i,j,t-1} \quad (5.4)$$

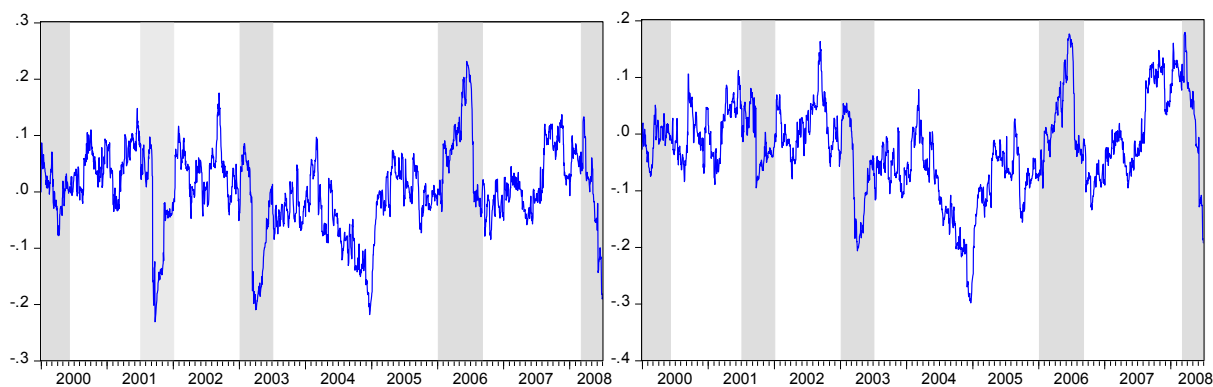
a pro časové řady BRENT_1 a RTS_1 následovně

$$Q_{i,j,t} = \omega_{i,j} + 0,036667\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + 0,708975Q_{i,j,t-1}, \quad (5.5)$$

byť tedy vlivem statisticky nevýznamného parametru theta(1) postrádá tento model vypovídací schopnost a dynamika modelu je zanedbatelná.

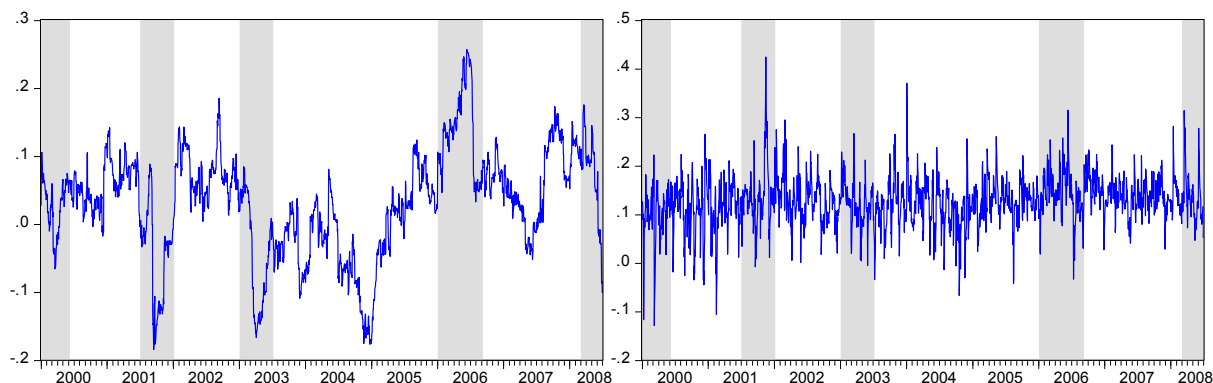
V grafu 5.9 jsou zachyceny odhadnuté korelace pro země závislé na importu ropy a v grafu 5.10 jsou zobrazeny odhadnuté korelace pro země vyvážející ropu, které nyní budou podrobeny bližší analýze.

Graf 5.9 Odhadnutá korelace pro BRENT_1 a CAC40_1; BRENT_1 a DAX_1



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Graf 5.10 Odhadnutá korelace pro BRENT_1 a FTSE100_1; BRENT_1 a RTS_1



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

V grafech 5.9 a 5.10 lze sledovat pět hlavních zlomů v korelačním trendu ve vztahu cena ropy Brent a jednotlivé akciové trhy reprezentované indexy CAC 40, DAX, FTSE 100 a RTS. V případě indexu RTS je vypovídající hodnota grafického výstupu korelací velmi nízká vlivem statistické nevýznamnosti parametru $\theta(1)$ v modelu DCC GARCH.

První vrchol v korelačním koeficientu je pozorován okolo roku 2000 pro všechny země. Tato zpočátku pozitivní korelace mezi cenami ropy a akciovými trhy byla zapříčiněna vysokou poptávkou po ropě v důsledku rychlého růstu trhu s bydlením a stavebního průmyslu, který byl následkem celosvětového snížení úrokových sazeb.

Druhý zlom lze zaznamenat v souvislosti s klesajícím korelačním trendem a zápornými hodnotami korelace akciových indexů a ceny ropy, počínaje rokem 2001 a náhlým poklesem na konci téhož roku. Tuto skutečnost lze vysvětlit tím, že OPEC snižovala produkci v průběhu roku 2000 a výraznou měrou přispěl k propadu korelace teroristický útok na World Trade Center v USA 11. září 2001, což později částečně utlumilo osobní leteckou dopravu. V tomto období lze největší změny v hodnotách korelace spatřit u indexu CAC 40, kdy hodnota v září 2001 činila -0,23 a u indexu FTSE 100, kdy k témuž datu se korelace propadla na hodnotu -0,17.

Stávky dělníků PDVSA, které se konaly ve Venezuele koncem roku 2002 a očekávání války v Iráku v prvním čtvrtletí roku 2003 způsobily, že cena ropy eskalovala a způsobila turbulence v korelaci mezi cenou ropy a akciovými trhy v souvislosti se začátkem druhé války v Iráku v březnu 2003. Během druhé invaze amerických vojsk v Iráku všechny akciové trhy vykazovaly negativní korelaci s cenou ropy v obdobné relativní míře, jak tomu bylo po útocích 11. září 2001 (byť v případě Ruska je vývoj nezaručený). Ačkoliv se během druhé války v Iráku ceny ropy výrazně zvýšily, reakce světových akciových trhů byla negativní.

Od roku 2004 ceny ropy postupně vzrostly na rekordní úroveň, což bylo do roku 2006 taženo zejména slabým americkým dolarem, rychlým růstem asijských ekonomik a vysokou

poptávkou po ropě. Čtvrtý velký zlom v korelaci lze pozorovat v první polovině roku 2006 s náhlým zvýšením korelačního trendu. To je období, kdy koeficient pro CAC 40 vzrostl na 0,23 či FTSE 100 na 0,26. Od druhé poloviny roku 2006 dochází k poklesu korelace až do prvního čtvrtletí roku 2007, kdy se korelace pohybovaly na neutrálních hodnotách.

Vrátíme-li se na trhu s ropou, po roce 2007 začaly ceny ropy rychle růst v důsledku rostoucí poptávky po ropě a politické nestability, přičemž v červenci 2008 ceny ropy dosáhly vrcholu na rekordních téměř 144 dolarů za barel. Korelační koeficienty se u akciových indexů do března 2008 pohybovaly v kladných hodnotách a poté je možné sledovat u akciových indexů negativní korelační trend, toto období tedy představuje počátek pátého zlomového okamžiku v korelačním trendu, který však bude blíže specifikován až v druhém analyzovaném období.

5.4.2 Dynamic Conditional Correlation GARCH v druhém období

V průběhu druhého období ohraničeného od 4. července 2008 do 31. prosince 2014 byly odhaleny tři zlomové události v rámci korelačních vývojových trendů a pro toto období je charakteristická pozitivní korelace akciových trhů s vývojem ceny ropy Brent. Rovněž vyšší vykazované hodnoty parametru α , pro účely práce označovaný rovněž jako $\theta(1)$, činí modely více dynamické a tyto modely jsou pak schopny rychleji reagovat na změny v naměřených korelacích. Jak již bylo uvedeno v předešlé kapitole 5.4.1, poslední identifikovaný zlom ve vývoji korelací v prvním období byl pouze počátkem propadu ceny ropy na konci roku 2008.

Ekonomiky závislé na importu ropy

Níže uvedené výstupy odhadů modelu DCC v tabulce 5.14 opět splňují požadavek součtu dynamických parametrů $\theta(1) + \theta(2) < 1$, a tudíž je splněna pozitivní definitnost matice \mathbf{Q}_t . A v případě obou odhadů modelu DCC GARCH je zcela jednoznačné, že tyto parametry jsou statisticky významné. Vlivem poměrně vysokých hodnot dosahovaných při součtu dynamických parametrů, kterých je dosaženo v rámci tohoto období i u zemí ropu vyvážejících, lze hovořit o vysoké perzistenci v podmíněné volatilitě.

Tab. 5.14 Odhad modelu DCC GARCH pro BRENT_2 a CAC40_2; BRENT_2 a DAX_2

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
theta(1)	0.041162	0.011541	3.566678	0.0004
theta(2)	0.929918	0.022794	40.79598	0.0000
t-Distribution (Degree of Freedom)				
theta(3)	6.685015	0.620775	10.76883	0.0000
Log likelihood	9662.396	Schwarz criterion	-11.35073	
Avg. log likelihood	2.851947	Hannan-Quinn criter.	-11.37700	
Akaike info criterion	-11.39244			

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
theta(1)	0.034407	0.011747	2.929053	0.0034
theta(2)	0.942841	0.024021	39.25024	0.0000
t-Distribution (Degree of Freedom)				
theta(3)	6.120271	0.532369	11.49629	0.0000
Log likelihood	9769.728	Schwarz criterion	-11.47745	
Avg. log likelihood	2.883627	Hannan-Quinn criter.	-11.50372	
Akaike info criterion	-11.51916			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Z výše uvedených parametrů je možné sestavit model pro standardizovaná rezidua pro časové řady BRENT_2 a CAC40_2 ve tvaru

$$Q_{i,j,t} = \omega_{i,j} + 0,041162\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + 0,929918Q_{i,j,t-1} \quad (5.6)$$

a pro časové řady BRENT_2 a DAX_2 jej lze zapsat následovně

$$Q_{i,j,t} = \omega_{i,j} + 0,034407\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + 0,942841Q_{i,j,t-1}. \quad (5.7)$$

Ekonomiky exportující ropu

I v případě posledních dvou odhadnutých modelů DCC je zcela zřejmé, že i zde vyhovují dynamické parametry theta podmínkám pro pozitivní definitnost matice Q_t a všechny parametry jsou statisticky významné. Obzvlášť v případě odhadu modelu DCC pro časové řady BRENT_2 a RTS_2 lze oproti modelu stanovenému v prvním období hovořit o velmi kvalitním odhadu modelu pro promítnutí vývoje korelací.

Tab. 5.15 Odhad modelu DCC GARCH pro BRENT_2 a FTSE100_2; BRENT_2 a RTS_2

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
theta(1)	0.036145	0.010586	3.414524	0.0006
theta(2)	0.943259	0.019556	48.23259	0.0000
t-Distribution (Degree of Freedom)				
theta(3)	6.910421	0.680826	10.15005	0.0000
Log likelihood	10150.04	Schwarz criterion	-11.92646	
Avg. log likelihood	2.995879	Hannan-Quinn criter.	-11.95273	
Akaike info criterion	-11.96817			

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
theta(1)	0.032636	0.009819	3.323824	0.0009
theta(2)	0.957589	0.014300	66.96276	0.0000
t-Distribution (Degree of Freedom)				
theta(3)	6.325125	0.538916	11.73675	0.0000
Log likelihood	9135.275	Schwarz criterion	-10.72839	
Avg. log likelihood	2.696362	Hannan-Quinn criter.	-10.75466	
Akaike info criterion	-10.77010			

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Na základě výše uvedených hodnot v tabulce 5.15 lze zkonstruovat výsledný model pro časové řady BRENT_2 a FTSE100_2 ve tvaru

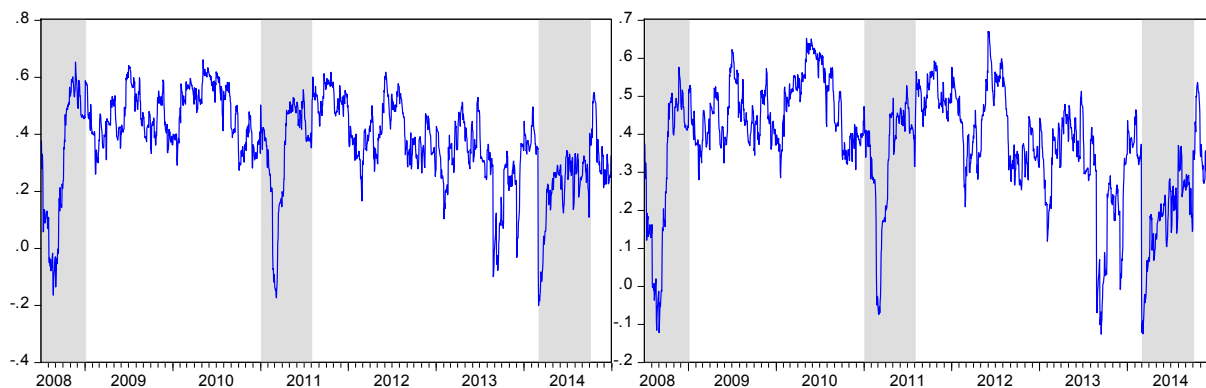
$$Q_{i,j,t} = \omega_{i,j} + 0,036145\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + 0,943259Q_{i,j,t-1} \quad (5.8)$$

a pro časové řady BRENT_2 a RTS_2 jej lze vyjádřit

$$Q_{i,j,t} = \omega_{i,j} + 0,032636\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + 0,957589Q_{i,j,t-1}. \quad (5.9)$$

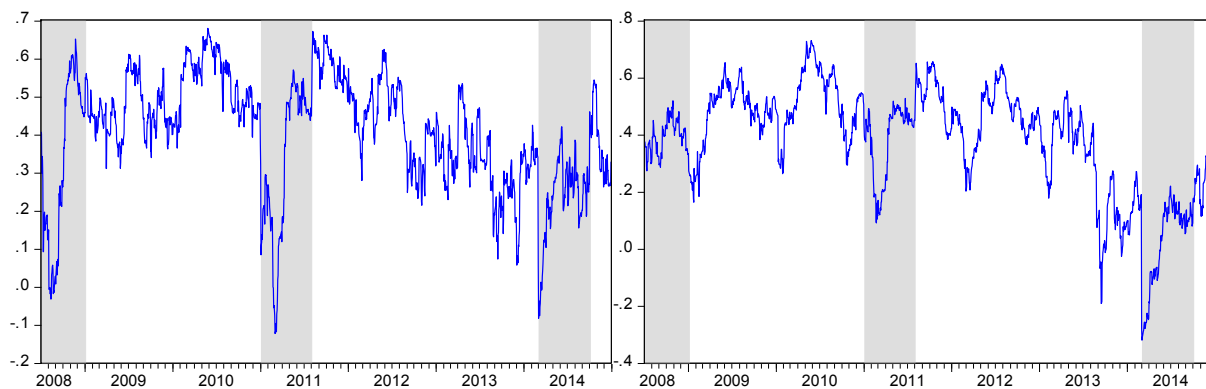
V grafu 5.11 jsou zobrazeny odhadnuté korelace pro země závislé na importu ropy a graf 5.12 znázorňuje odhadnuté korelace pro země vyvážející ropu, jejichž vývoj včetně determinantů bude nyní blíže nastíněn.

Graf 5.11 Odhadnutá korelace pro BRENT_2 a CAC40_2; BRENT_2 a DAX_2



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Graf 5.12 Odhadnutá korelace pro BRENT_2 a FTSE100_2; BRENT_2 a RTS_2



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Na grafech 5.11 a 5.12 lze identifikovat tři zlomové korelační trendy, jež jsou zcela zřejmé pro druhé analyzované období.

Od poloviny září roku 2008 se korelační koeficienty generované modelem DCC pohybují již v kladných hodnotách u všech akciových trhů a od této doby je do konce roku patrný značný pozitivní korelační trend. Tento časový interval lze tedy označit jako první zlom v korelačním trendu v rámci druhého hodnoceného období. Ropa Brent se do konce roku propadla na nové několikaleté minimum na úroveň 34 dolarů za barel a hlavním determinantem v tomto období je globální finanční krize, jež byla iniciována „vývozem“ amerických pochybných hypoték do zbytku světa prostřednictvím asset backed securuties a toto období lze považovat za cenový ropný šok na straně agregátní poptávky.

Pozitivní korelace mezi cenami ropy a akciovými trhy lze vysvětlit tím, že krize způsobila medvědí trend na akciových trzích a tento klesající trend byl následně vykazován i v případě vývoje ceny ropy.

Po roce 2009 se ceny ropy začaly postupně zvyšovat prostřednictvím rostoucí poptávky z Asie. Další zvýšení cen ropy bylo zapříčiněno politickými nepokoji v arabském světě, které započaly na konci roku 2010 a v dubnu roku 2011 cena ropy jejich vlivem dosáhla hodnoty více než 120 dolarů za barel. V rámci období 2009-2011 lze pozorovat vysokou korelaci mezi ropou a akciových indexy, kdy se korelační koeficient pohyboval i v všech indexů v rozmezí $<0,4;0,6>$. Vliv arabské revoluce v prvním čtvrtletí roku 2011 změnil korelační trend a v této souvislosti lze označit tuto událost za druhý zlomový okamžik. Korelační koeficienty akciových indexů mimo ruského indexu RTS se propadly až do záporných hodnot na úroveň cca -0,1 u všech tří zbylých akciových indexů.

Po tomto poklesu je opět shledán další trend nárůstu korelace ropy a akciových trhů. Vyšší výkyvy v hodnotách korelace jsou patrné až na konci roku 2013 a zejména v roce 2014, poněvadž období od března roku 2014 představuje poslední zlom v korelačním trendu. Na počátku tohoto časového intervalu se totiž korelační koeficienty pohybovaly u všech akciových indexů v záporných hodnotách. Cena ropy v tomto období postupně začala klesat vlivem rostoucí produkce ropy z břidlicových ložisek v USA, slábnoucí globální poptávkou po ropě a též reakcí kartelu OPEC, jež nereagovala na vývoj ceny ropy a ponechala stejné těžební kvóty na konci roku 2014. Tyto skutečnosti zapříčinily pozitivní korelační trend u všech akciových indexů a korelační koeficienty se brzy vrátily do kladných hodnot.

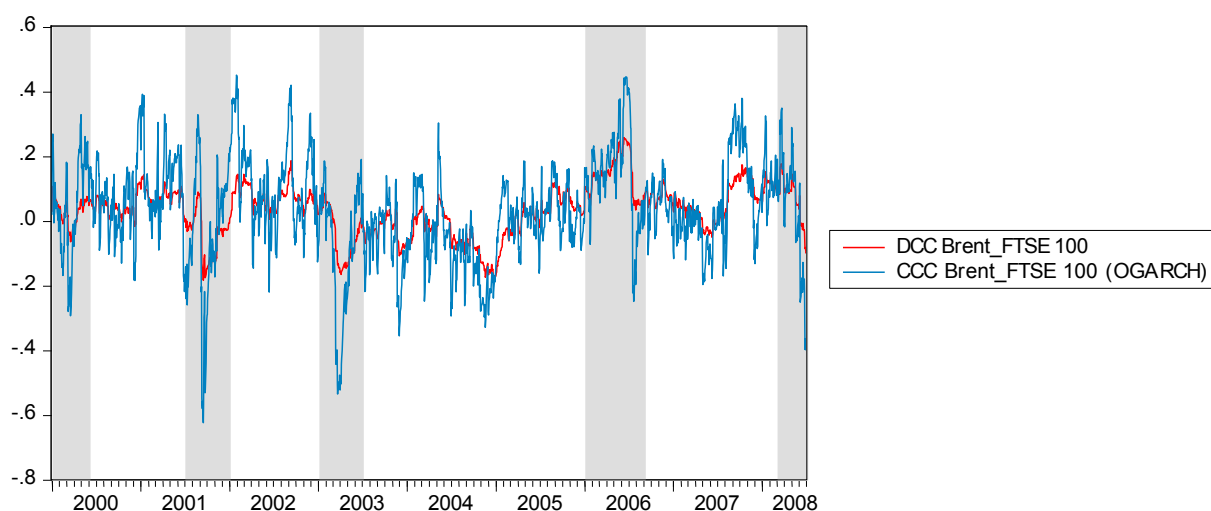
5.4.3 Komparace výsledků dle odhadů modelu DCC GARCH a OGARCH

Jak bylo uvedeno v kapitole 4.3, pro vícerozměrné modely volatility založené na tzv. Constant Conditional Correlation není v praxi předpoklad konstantních korelací příliš reálný, zvláště pro finanční časové řady sledující delší období. Z tohoto důvodu existuje zobecnění modelů CCC, které se nazývá OGARCH, přičemž zkratka pochází z anglického názvu Orthogonal GARCH. Tyto modely transformují vektor podmíněných chyb a_t prostřednictvím nesingulární lineární transformace na vektor b_t , který má již na základě transformace konstantní korelace. Tyto transformace se odlišují především tím, zda jsou jejich koeficienty v čase konstantní či proměnné. V případě časově proměnných koeficientů je nutné jejich dynamického modelování.

Pro komparaci získaných korelací dle moderního přístupu DCC GARCH, jenž je stěžejním modelem pro tuto empirickou část práce jsou nyní takto získané korelace

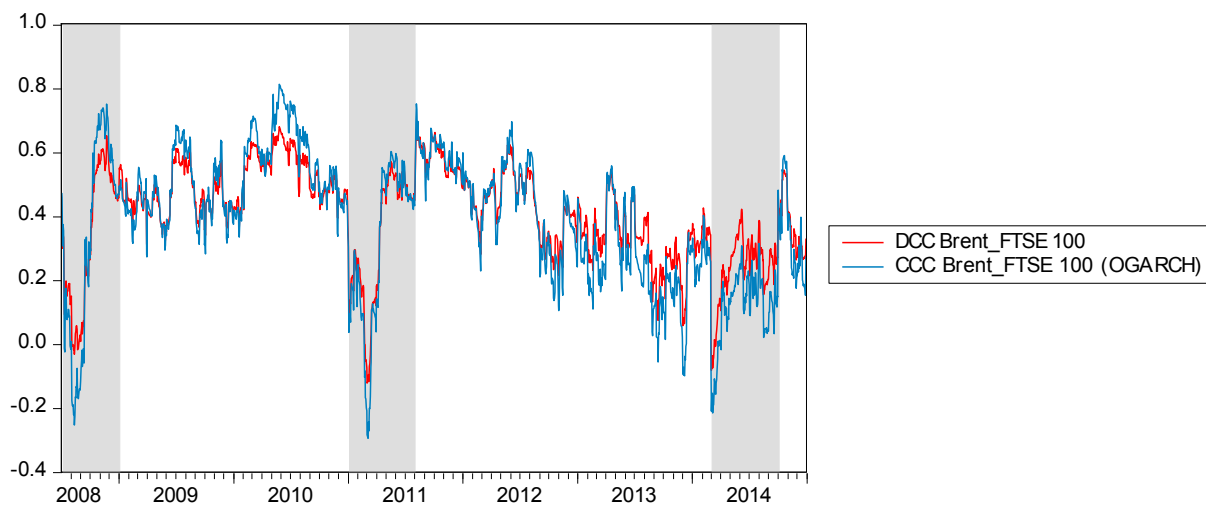
srovnány s výstupem založeným na CCC přístupu, a sice tří-krokovým modelem OGARCH, přičemž výpočty jsou uskutečněny na časových řadách akciového indexu FTSE 100 a ropy Brent. Časová řada indexu FTSE 100 je zvolena z důvodu dosažení optimálních hodnot jak při testování jednorozměrných modelů podmíněné heteroskedasticity, tak i odhadnutých hodnot dynamických parametrů mean-reverting modelu, jež představují hlavní kroky konstrukce modelu DCC GARCH. Kritériem pro rozhodnutí byla rovněž skutečnost, že akciový index FTSE 100 ve své bázi zahrnuje i ropné společnosti, které mohou rovněž determinovat vývoj indexu a tím i výsledné podmíněné korelace, jež jsou výstupem modelů. Při sestavování modelu byly užity stejné vstupní podmínky jako u modelu DCC GARCH a sice Studentovo rozdělení a pro jednorozměrné modelování volatility byl využit GARCH(1,1). Grafické vyjádření korelací získaných jednotlivými modely pro časové řady ropy Brent a akciového indexu FTSE 100 je vyobrazeno v grafech č. 5.13 a 5.14.

Graf 5.13 Komparace odhadnutých korelací dle modelu DCC GARCH a OGARCH pro BRENT_1 a FTSE100_1



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Graf 5.14 Komparace odhadnutých korelací dle modelu DCC GARCH a OGARCH pro BRENT_1 a FTSE100_1



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

Z grafů je patrné, že korelace získané modelem OGARCH v identifikovaných korelačních zlomech nabývají daleko vyšší intenzity, což je o to více signifikantní v případě prvního sledovaného období v grafu č. 5.13. Lze tedy přijmout argument, že daleko vyšší vypovídací schopnost má v případě modelování vícerozměrných časových řad model DCC GARCH, jež dokáže dynamicky vstřebat jakoukoliv informaci. Výhodu lze rovněž spatřit v konstrukci modelu DCC GARCH, jež je založena na vyčíslení pouze dvou dynamických parametrů $\theta(1)$ a $\theta(2)$.

6 Shrnutí výsledků

Pátá kapitola předkládané diplomové práce byla zaměřena na empirickou analýzu volatility a podmíněné korelace vybraných akciových indexů a ceny ropy Brent.

Úvodní část kapitoly byla věnována popisu vývoje ceny ropy Brent, jenž byl vždy podložen stručnou charakteristikou determinujících faktorů při znatelnějších změnách ceny ropy. Časové řady vybraných akciových indexů společně se spotovou cenou ropy Brent byly poté v rámci další podkapitoly rozděleny na dvě dílčí časová období, kdy určujícím prvkem pro rozdělení časových řad bylo datum 7. července 2008, poněvadž k tomuto datu dosáhla spotová cena ropy Brent svého historického maxima. Dále bylo však dokázáno, že časové řady jsou nestacionární, a proto byly zvolené časové řady akciových indexů a ceny ropy Brent upraveny na logaritmované denní výnosy.

Prvním krokem byl u jednotlivých časových řad výpočet deskriptivních statistik a zobrazení rozdělení četností pomocí programu EViews. V této části byl taktéž proveden Jarque-Bera test normality, na základě něhož byla zamítnuta nulová hypotéza u všech časových řad, tudíž ani jedna časová řada nemá normální rozdělení.

V druhém kroku byla u časových řad testována stacionarita výnosů prostřednictvím rozšířeného Dickey-Fuller testu jednotkovosti kořene. Dle výsledků ADF testu byla prokázána stacionarita u všech zkoumaných časových řad. Poté následoval ARCH-LM test heteroskedasticity výnosů, u něhož byla zpožděna rezidua o jedno až čtyři období. U všech časových řad byla alespoň u jednoho zpoždění zjištěna heteroskedasticita reziduí, a tudíž byly dané modely označeny za vhodné pro modelování a analýzu volatility modely podmíněné heteroskedasticity.

V třetí části páté kapitoly byly prostřednictvím programu EViews odhadnuty nejlepší jednorozměrné modely podmíněné heteroskedasticity, přičemž pro každé období byl odhadnut lineární či nelineární model. Za vysvětlovanou proměnnou byla dosazena daná časová řada a vysvětlující proměnnou tvořila vždy konstanta. Modely byly vybírány především dle významnosti parametrů, dále pak dle přítomnosti heteroskedasticity a autokorelace. Pokud byly všechny tyto podmínky splněny, byl vybrán model s nejnižší hodnotou Akaikeho informačního kritéria. Poté byly provedeny testy standardizovaných reziduí odhadnutých modelů na normalitu, autokorelaci a heteroskedasticitu.

Na základě Jarque-Berova testu byla zamítnutá nulová hypotéza o normalitě náhodné složky pro všechny modely ve všech obdobích. Autokorelace byla zjištěna dle zkonstruovaných korelogramů u nelineárního modelu EGARCH(1,1) v prvním i druhém

období u indexu RTS, tudíž sériovou závislost časové řady reziduí na svých zpožděných hodnotách nelze vyloučit ve všech případech. Přítomnost heteroskedasticity byla detekována ARCH-LM testem ve dvou případech, rozptyl standardizovaných reziduí není konstantní u modelu GARCH(1,1) v prvním období u indexu CAC 40 a též v prvním období u nelineárního modelu EGARCH(1,1) u ropy Brent. V závěru třetí části páté kapitoly byla volatilita pro všechny časové řady graficky vyjádřena pomocí grafu podmíněného rozptylu na základě odhadnutých modelů volatility.

Dle grafického vyjádření podmíněného rozptylu bylo sledováno sedm časových intervalů, kdy došlo ke zvýšení volatility časových řad akciových indexů zemí západní Evropy, poněvadž volatilita ruského akciového indexu RTS nevykazovala příliš signifikantní a relevantní výstupy pravděpodobně v souvislosti s detekovanou autokorelací dle zkonstruovaných korelogramů. V prvních letech sledovaného období byla zvýšená volatilita způsobena prasknutím technologické bubliny z března roku 2000, která měla za následek propad akciových indexů a snížení tempa růstu HDP v nejsilnějších ekonomikách světa. K těmto determinantům lze pak přičíst teroristické události v USA, jež vlivem hrozby terorismu a geopolitické nejistoty dále podnítily pád akciových trhů.

Zatímco na přelomu let 2008 a 2009 lze pozorovat zvýšenou volatilitu indexů v důsledku závažných dopadů finanční krize na všechny analyzované akciové trhy, kdy hodnoty podmíněného rozptylu dosahovaly maxim v rámci sledovaného období, v roce 2010 je volatilita ovlivněna mimo jiné již plně probíhající dluhovou krizí v eurozóně, která byla v průběhu roku 2011 rozšířena na další ekonomiky eurozóny, jež byly následně nuceny požádat o mezinárodní finanční pomoc.

Nejdůležitější kapitolou byla kapitola 5.4, kdy byly s použitím programu EViews konstruovány modely DCC GARCH pro vyjádření podmíněné korelace mezi ropou Brent a vybranými akciovými indexy zemí vyvážejících ropu a akciovými indexy zemí závislých na dovozu ropy. Dle odhadnutých jednorozměrných modelů volatility a získaných standardizovaných reziduí bylo možné odhadnout dynamické parametry α a β mean-reverting modelu. K odhadu byla pro účely práce užita dvou-kroková metoda maximální věrohodnosti, přičemž v programu EViews jsou parametry α a β označeny theta(1) a theta(2). Aby byla zaručena pozitivní definitnost matice \mathbf{Q}_t , bylo nutné reflektovat následující podmínky pro dynamické parametry: $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\alpha + \beta < 1$. Poté již mohly být kvantifikovány dynamické podmíněné korelace mezi jednotlivými časovými řadami.

Z odhadnutých dynamicky podmíněných korelací mezi ropou Brent a jednotlivými akciovými indexy bylo v období od 3. ledna 2000 do 31. prosince 2014 identifikováno celkem sedm zlomových událostí, které determinovaly vývoj korelačního trendu. Výčet těchto událostí včetně časového vymezení, charakteristiky ropného cenového šoku a korelační závislosti je zachycen v tabulce 6.1.

Tab. 6.1 Souhrn empirických nálezů korelací mezi ropou Brent a akciovými trhy

Událost	Rok	Původ ropného cenového šoku	Korelace
Boom na trhu s bydlením	2000	šok na straně agregátní poptávky	pozitivní
11/9/2001 - teroristický útok v USA	2001	opatrnostní šok na straně poptávky	negativní
Druhá válka v Iráku	2003	opatrnostní šok na straně poptávky	negativní
Ekonomický růst Číny	2006-2007	šok na straně agregátní poptávky	pozitivní
Globální finanční krize	2008	šok na straně agregátní poptávky	pozitivní
Politické nepokoje v arabském světě	2011	opatrnostní šok na straně poptávky	negativní
Cenová válka OPEC	2014	šok na straně nabídky	negativní

Zdroj: Filis (2011), vlastní zpracování

Na základě grafického vyjádření podmíněných korelací lze konstatovat, že zatímco během prvního analyzovaného období byla nalezena mezi akciovými trhy a cenou ropy Brent pouze velmi slabá pozitivní či negativní závislost, v průběhu druhého období byla signifikantní mimo zlomy korelačního trendu vysoká pozitivní závislost mezi akciovými trhy a ropou Brent. Při dalších analýzách podmíněných korelací lze rovněž přijmout tvrzení, že během sledovaného období nebyl nalezen žádný význačný časový interval, kdy by byly pozorovány odlišnosti ve vývoji korelace mezi cenou ropy Brent a akciovými indexy zemí vyvážejících ropu a cenou ropy Brent a akciovými indexy zemí závislých na ropě.

Mimo výše uvedené zjištění lze dále dle získaných výstupů deklarovat dva podstatné argumenty. Ropné cenové šoky v období světových nepokojů či během výkyvů globálního hospodářského cyklu mají významný dopad na vztah mezi cenou ropy a akciovými trhy bez ohledu na rozlišení ekonomik závislých na dovozu ropy či ropu vyvážejících. Nicméně všechny ostatní ropné cenové šoky způsobené regulací produkce ze strany OPEC (production cuts) či hurikány a jinými přírodními pohromami nemají tak významný dopad na korelaci mezi ropou a akciovými trhy.

Dále tzv. opatrnostní ropné šoky na straně poptávky prezentované teroristickým útokem, druhou válkou v Iráku či politickými nepokoji v arabském světě a též ropný šok na straně nabídky vzniklý např. cenovou válkou OPEC mají tendenci způsobit negativní korelaci mezi ropou a akciovými trhy. Oproti tomu ropné cenové šoky na straně agregátní poptávky představované ve sledovaném období rozvojem trhu s bydlením, čínským

hospodářským růstem či globální finanční krizí způsobují významnou pozitivní korelaci mezi akciovými trhy a cenou ropy.

V závěru empirické kapitoly byla ještě provedena komparace odhadnutých podmíněných korelací pomocí modelu DCC GARCH a modelu OGARCH, jehož výstupem jsou konstantní podmíněné korelace aplikované na časových řadách ropy Brent a akciového indexu FTSE 100. Z grafického vyjádření korelací bylo zcela zřejmé, že korelační koeficienty v případě modelu OGARCH nabývají daleko vyšší intenzity v korelačních zlomech oproti koeficientům v případě modelu DCC. Lze tedy učinit závěr, že vícerozměrné modely volatility reprezentované Dynamic Conditional Correlations lépe reflektují chování finančních trhů.

7 Závěr

Ropa představuje strategickou surovinou významně ovlivňující vývoj světového hospodářství. V dnešní době je pro svět charakteristická globalizace a ekonomiky jednotlivých zemí jsou velmi provázané, tudíž situace v jedné zemi může ovlivnit řadu dalších zemí, i když nepřímo. A pokud se jedná o významnou světovou ekonomiku, jakou mají například Spojené státy americké, mohou být dopady i celosvětového charakteru. Analogicky je to i s provázaností ceny ropy a akciových trhů, potažmo burzovních indexů. Vývoj ceny ropy je ve velké míře ovlivňován politikou, což se v historii několikrát projevilo v podobě ropných šoků. Z historického hlediska byly totiž první ropné šoky v sedmdesátých letech minulého století zapříčiněny politickými rozhodnutími zemí s největšími ropnými zásobami, přičemž se zpravidla jednalo o embargo či reakci na nějaký válečný konflikt. I tyto události měly podstatný vliv na vývoj akciových trhů. Lze tedy konstatovat, že významnou příčinou mnoha cenových změn byly v minulosti válečné konflikty, které ve většině případů zastínily vliv všech ostatních faktorů.

Tyto turbulence ve vývoji ceny ropy, jež determinují chování akciových trhů, byly předmětem zkoumání předkládané diplomové práce. Hlavním cílem diplomové práce bylo modelování dopadu výkyvů cen ropy na volatilitu akciových trhů pomocí vícerozměrných modelů volatility v období od 3. ledna 2000 do 31. prosince 2014. Pro účely této práce byly vybrány časové řady indexů akciových trhů Francie a Německa reprezentující ekonomiky závislé na dovozu ropy, indexů akciových trhů Spojeného království a Ruské federace zastupující ekonomiky vyvážející ropu a spotové ceny ropy Brent. Pro dosažení cíle diplomové práce byl použit vícerozměrný model GARCH s časově proměnnými podmíněnými korelacemi DCC.

Z hlavního cíle bylo vyčleněno několik dílčích cílů, kterými jsou posouzení vhodnosti použití navržených vícerozměrných modelů volatility, hodnocení stability výsledků ve stanovených obdobích při rozlišení akciových trhů zemí na ekonomiky závislé na dovozu ropy a ekonomiky vyvážející ropu a analýza podmíněných korelací mezi ropou a akciovými trhy s ohledem na původ ropných šoků.

Diplomová práce je rozdělena do sedmi kapitol včetně úvodu a závěru. Druhá, třetí a čtvrtá kapitola tvoří teoreticko-metodologickou část. V druhé kapitole jsou obecně charakterizovány akciové a komoditní trhy, je vymezena jejich podstata a princip fungování. Jsou zde rovněž popsány konkrétní analyzované akciové indexy a blíže specifikována komodita ropa včetně definování ropných šoků v souladu s cílem diplomové práce. V závěru

kapitoly je uveden přehled studií zabývajících se problematikou korelace mezi akciovými trhy a cenou ropy. Ve třetí kapitole jsou vymezeny předpoklady a charakteristické vlastnosti finančních časových řad. Též je objasněn vliv mikrostruktury finančního trhu na vlastnosti časových řad. Čtvrtá kapitola je především zaměřena na popis metod modelování volatility. Nejprve je definován samotný pojem volatilita a poté jsou již charakterizovány vybrané jednorozměrné a vícerozměrné modely volatility, přičemž pozornost je věnována zejména modelu DCC GARCH a jeho samotné konstrukci. Součástí kapitoly je též popis metodiky verifikace odhadnutých modelů a kritérií pro výběr vhodného modelu.

Pátá a šestá kapitola představuje tzv. empiricko-aplikační část. V páté kapitole je nejprve popsán vývoj ceny ropy, kdy jsou identifikovány jednotlivé ropné šoky a vymezen původ způsobených cenových šoků. Následně jsou rozděleny časové řady vybraných akciových indexů a ropy do dvou období a logaritmované výnosy časových řad jsou podrobeny testu normality, stacionarity a heteroskedasticity. V další části kapitoly je pro každou časovou řadu a každé období odhadnut nejlepší lineární či nelineární model podmíněné heteroskedasticity, jejichž rezidua jsou testována na normalitu, autokorelaci a heteroskedasticitu. Graficky je znázorněn vývoj podmíněného rozptylu jednotlivých modelů a jsou ekonomicky zdůvodněny extrémní hodnoty volatility. Na základě standardizovaných reziduí jednorozměrných modelů volatility jsou kvantifikovány dynamické parametry mean-reverting modelu a pomocí dvou-krokové metody maximální věrohodnosti je odhadnut model DCC GARCH a jsou stanoveny časově proměnné podmíněné korelace mezi akciovými indexy a ropou Brent. Podmíněné korelace jsou graficky zobrazeny a jsou interpretovány identifikované zlomy v korelačním trendu. V závěru kapitoly je provedena komparace podmíněných korelací dle modelu DCC GARCH a OGARCH. V šesté kapitole jsou přehledně shrnuty výstupy všech použitých metod z páté kapitoly.

Před naplněním hlavního cíle diplomové práce jsou nejprve zhodnoceny dílčí cíle, které byly stanoveny v jejím úvodu.

Dílčí cíl posouzení vhodnosti použití navržených vícerozměrných modelů volatility

Empirická část diplomové práce byla založena na aplikaci modelu DCC GARCH, který představuje ve financích nový přístup k modelování podmíněných korelací. Při konstrukci mean-reverting modelu byl brán zřetel na pozitivní definitnost matice \mathbf{Q}_t , která je vymezena omezujícími podmínkami pro dynamické parametry modelu: $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\alpha + \beta < 1$. Tento předpoklad byl u všech modelů splněn. Zároveň lze konstatovat, že čím vyšších hodnot je dosahováno při součtu dynamických parametrů, tím vyšší je perzistence

v podmíněné volatilitě. Druhou nezbytnou podmínkou je statistická významnost dynamických parametrů. V tomto případě nastal problém při konstrukci modelu pro časové řady ruského akciového indexu RTS a ropy Brent v prvním období, kdy parametr α nebyl statisticky významný a tudíž měl model zanedbatelnou vypovídací schopnost. Z provedené komparace modelu DCC GARCH a OGARCH, lze učinit závěr, že v praxi pro modelování vícerozměrných časových řad je vhodnější užít model DCC GARCH, neboť lépe reflektuje chování finančních trhů a dokáže dynamicky vstřebat jakoukoliv informaci.

Dílčí cíl hodnocení stability výsledků ve stanovených obdobích při rozlišení akciových trhů zemí na ekonomiky závislé na dovozu ropy a ekonomiky vyvážející ropy

Na základě studií grafického vyjádření podmíněných korelací lze konstatovat, že časově proměnné podmíněné korelace cen ropy a akciových indexů se neliší pro ekonomiky dovážející ropy a vyvážející ropy. To lze podložit dvěma argumenty. V první řadě lze tvrdit, že ropné cenové šoky na straně agregátní poptávky způsobené výkyvy v globálním hospodářském cyklu ovlivňují všechny akciové trhy stejným způsobem. Rovněž zjištění, že ropné cenové šoky na straně opatrnostní poptávky mají tendenci ovlivňovat ekonomiky dovážející ropy a vyvážející ropy stejným způsobem, lze přičíst tomu, že odvětví ropy ve zkoumaných zemích závislých na importu ropy je poměrně malé a nejistota vyvolaná případnými budoucími nedostatky v zásobování ropy s ohledem na budoucí poptávku po ropě je minimální.

Dílčí cíl analýza podmíněných korelací mezi ropou a akciovými trhy s ohledem na původ ropných šoků

Po důkladných empirických analýzách lze rovněž přijmout tvrzení, že ke změnám podmíněných korelací, resp. zlomům korelačních trendů, dochází v reakci na původ ropných šoků v období světových nepokojů či při změnách ve fázi globálního hospodářského cyklu. Zejména opatrnostní šoky na straně poptávky, které byly způsobeny válkami nebo teroristickými útoky a ropné šoky na straně agregátní poptávky zapříčiněné výkyvy světového hospodářského cyklu (tj. rozvoj trhu s bydlením, ekonomický růst Číny či globální finanční krize) ovlivňují korelace mezi cenou ropy a akciovými trhy v mnohem větší míře než ropné šoky na straně nabídky vyvolané opatřeními v oblasti regulace těžby ropy ze strany OPEC či různými přírodními katastrofami.

V rámci naplnění hlavního cíle diplomové práce lze učinit závěr, že neekonomické krize vyvolávají silnější negativní vztah mezi cenami ropy a akciovými trhy a oproti tomu hospodářské krize nebo značný ekonomický růst způsobují silnější pozitivní vztah mezi

cenami ropy a akciovými trhy. Tato paradigmata je možné podložit argumenty, že opatrnostní poptávkové šoky způsobují negativní korelaci mezi cenami ropy a akciovými trhy, zatímco ropné šoky na straně agregátní poptávky podmiňují pozitivní vztah. Cenové šoky na straně nabídky nemají podstatný vliv na vztah mezi cenami ropy a akciovými indexy, byť v roce 2014 byl identifikován jeden ropný šok na straně nabídky, který vyvolal signifikantní změny ve vývoji podmíněné korelace. Tento zlom v korelačním trendu však nebyl vyvolán pouze cenovou válkou OPEC, ale determinující faktory dále představovala zejména rostoucí produkce na základě boomu těžby ropy z břidlicových ložisek v USA a současně stagnující globální poptávce po ropě. Právě přítomnost vysoké pozitivní závislosti mezi akciovými trhy a ropou Brent v průběhu druhého sledovaného období vyvolala v posledním roce v souvislosti s propadem ceny ropy nejistotu v mnoha zemích těžících ropu, protože produkce ropy představuje v těchto ekonomikách značný příjem státního rozpočtu.

Předložená diplomová práce by mohla být rozšířena například o aplikaci vhodných modelů pro predikci volatility či o srovnání s daty o jiné frekvenci (týdenní, měsíční), eventuálně by bylo možné zkonstruovat podmíněné korelace na zpožděných veličinách časových řad cen ropy a akciových indexů. V rámci hlediska členění zemí na ekonomiky exportující či importující ropu by bylo žádoucí provést rozšíření o akciové trhy zemí jižní Ameriky či arabských zemí produkujících ropu. Na základě dynamicky podmíněných korelací lze rovněž posoudit možnosti investování do ropy či ropných produktů, zda se tato investiční příležitost jeví pro investora jako alternativa pro optimální diverzifikaci portfolia a trh s ropou představuje bezpečný přístav (*safe haven*). Z toho důvodu by bylo pak žádoucí odhadnout optimální zajišťovací poměr a váhy v portfoliu v rámci hedgingové strategie orientované na cenu ropy.

Seznam použité literatury

Odborné knihy

- [1] AGUNG, I Gusti Ngurah. *Time series data analysis using EViews*. Singapore: Wiley, 2009. 609 s. ISBN 978-0-470-82367-5.
- [2] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- [3] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Finanční časové řady*. Praha: Grada Publishing, 2003. 220 s. ISBN 80-247-0330-0.
- [4] BALÁŽ, Petr. *Ropa a svetové hospodárstvo v období globalizácie*. Bratislava: Sprint vfra, 2001. 215 s. ISBN 9788088848851.
- [5] CÍLEK, Václav a Martin KAŠÍK. *Nejistý plamen: Průvodce ropným světem*. 1. vyd. Praha: Dokořán, 2007. 191 s. ISBN 978-80-7363-122-2.
- [6] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
- [7] DĚDIČ, Jan. *Burza cenných papírů a komoditní burza*. Praha: PROSPEKTRUM, 1992. 295 s. ISBN 80-85431-62-9.
- [8] DĚDIČ, Jan a Jan KOUBA. *Burzovní právo a burzovní obchody na komoditních burzách*. 1. vyd. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1992. 136 s. ISBN 80-7079-015-6.
- [9] ENGLE, F. Robert. *Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management*. New Jersey: Princeton University Press, 2009. 176 s. ISBN 978-0-691-11641-9.
- [10] FRANCO, Christian a Jean-Michel ZAKOÏAN. *GARCH models: Structure, Statistical Inference and Financial Applications*. 1st ed. Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2010. 504 s. ISBN 978-0-470-68391-0.
- [11] FRANKE, Jürgen a Christian M. HAFNER. *Statistics of financial markets: An introduction*. 3rd ed. Berlin: Springer, 2011. 599 s. ISBN 978-3-642-16520-7.
- [12] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrie - Úvod do ekonometrického modelování*. Ostrava: Ekonomická fakulta VŠB-TU Ostrava, 2003, 27 s. ISBN 80-248-0378-2.
- [13] JÍLEK, Josef. *Akciové trhy a investování*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2009. 656 s. ISBN 978-80-247-2963-3.
- [14] JÍLEK, Josef. *Finanční a komoditní deriváty v praxi*. 2. upr. vyd. Praha: Grada Publishing, 2010. 630 s. ISBN 978-80-247-3696-9.
- [15] MUSÍLEK, Petr. *Trhy cenných papírů*. 2. rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011. 520 s. ISBN 9788086929705.

- [16] NÝVLTOVÁ, Romana a Mária REŽŇÁKOVÁ. *Mezinárodní kapitálové trhy: zdroj financování*. Praha: Grada Publishing, 2007. ISBN 978-80-247-1922-1.
- [17] REJNUŠ, Oldřich. *Finanční trhy*. 3. rozš. vyd. Ostrava: Key Publishing, 2011. 689 s. ISBN 978-80-7418-128-3.
- [18] RUBLÍKOVÁ, Eva. *Analýza časových radov*. Bratislava: Iura Edition, 2007. 207 s. ISBN 978-80-8078-139-2.
- [19] VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2. aktualizované vyd. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2011. 792 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

Elektronické dokumenty a ostatní

- [20] AL-FAYOUMI, A. Nedal. Oil Prices and Stock Market Returns in Oil Importing Countries: The Case of Turkey, Tunisia and Jordan. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences* [online]. 2009 roč. 16 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z:
<http://resources.ju.edu.jo/Resources/EconomicObservatory/Lists/Research%20Output%20List/Attachments/10/OIL%20PRICES%20AND%20STOCK%20MARKET.pdf>
- [21] APERGIS, Nicholas a Stephen M. Miller. Do structural oil-market shocks affect stock prices? *Energy Economics* [online]. 2009, roč. 31 č. 4 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z:
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988309000371>
- [22] BABULA, Kamil. *Bayesovský přístup k identifikaci dynamických ekonomických modelů*. Brno, 2010. Diplomová práce. Masarykova univerzita, Fakulta přírodovědecká, Katedra aplikované matematiky.
- [23] BASHER, Syed Abul, Alfred A. HAUG and Perry SADORSKY. Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics* [online]. 2012, roč. 34 č. 1 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z:
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988311002337>
- [24] BHAR, Ramaprasad a Biljana NIKOLOVA. Global oil prices, oil industry and equity returns: Russian experience. *Scottish Journal of Political Economy* [online]. 2010, roč. 57 č. 2 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z:
<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9485.2010.00512.x/abstract>
- [25] Bloomberg QuickTake. *Oil price* [online]. 2015 [cit. 2015-04-10]. Dostupné z:
<http://www.bloombergtake.com/quicktake/oil-prices>
- [26] BOLLERSLEV, Tim. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* [online]. 1986, roč. 31, č. 3 [cit. 2014-10-20]. Dostupné z:

- http://www.unc.edu/~jbhill/Bollerslev_GARCH_1986.pdf
- [27] BOLLERSLEV, Tim. Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *The Review of Economics and Statistics* [online]. 1990, roč. 72, č. 3 [cit. 2014-10-20]. Dostupné z: http://public.econ.duke.edu/~boller/Published_Papers/restat_90.pdf
- [28] CIFARELLI, Giulio a Giovanna PALADINO. Oil price dynamics and speculation: A multivariate financial approach. *Energy Economics* [online]. 2010, roč. 32 č. 2 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988309001480>
- [29] DALLY, Kevin a Abdallah FAYYAD. Can Oil Prices Predict Stock Market Returns? *Modern Applied Science* [online]. 2011 roč. 5 č. 6 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: http://www.researchgate.net/profile/Kevin_Daly/publication/267766591_Can_Oil_Prices_Predict_Stock_Market_Returns/links/54c199550cf25b4b80728308.pdf
- [30] DICKEY, A. David a Wayne A. FULLER. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* [online]. 1981, roč. 49, č. 4 [cit. 2014-10-20]. Dostupné z: <http://www.u.arizona.edu/~rlo/readings/278800.pdf>
- [31] ENGLE, F. Robert. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* [online]. 1982, roč. 50, č. 4 [cit. 2014-10-20]. Dostupné z: http://www.unc.edu/~jbhill/Engle_ARCH.pdf
- [32] ENGLE, F. Robert. Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Forthcoming Journal of Business & Economic Statistics* [online]. 2002, roč. 20, č. 3 [cit. 2014-10-20]. Dostupné z: <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ589/EngleDCCJBES.pdf>
- [33] EViews. *EViews Add-ins and Library Packages* [online]. 2014 [cit. 2014-11-20]. Dostupné z: <http://www.eviews.com/Addins/addins.shtml#addins>
- [34] EWING, T. Bradley a Mark A. THOMPSON. Dynamic cyclical comovements of oil prices with industrial production, consumer prices, unemployment and stock prices. *Energy Policy* [online]. 2007, roč. 35 č. 11 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421507002406>
- [35] FILIS, George. Macro economy, stock market and oil prices: Do meaningful relationships exist among their cyclical fluctuations? *Energy Economics* [online]. 2010, roč. 32 č. 4 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988310000551>

- [36] FILIS, George, Stavros DEGIANNAKIS and Christos FLOROS. Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis* [online]. 2011, roč. 20, č. 3 [cit. 2014-11-10]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1057521911000226>
- [37] Finance.cz. *Nejznámější světové indexy* [online]. 2015 [cit. 2015-02-15]. Dostupné z: <http://investice.finance.cz/indexy/jak-obchodovat-s-indexy/nejznamejsi-svetove-indexy/>
- [38] FINANCIAL POST. *WTI Oil extends drop below \$60 as IEA cuts forecast; Brent falls* [online]. 2014 [cit. 2015-03-20]. Dostupné z: http://business.financialpost.com/news/energy/wti-oil-extends-drop-below-60-as-iea-cuts-forecast-brent-falls?__lsa=7247-a7d7
- [39] Ft.com. *CAC 40 Index Constituents* [online]. 2015 [cit. 2015-04-18]. Dostupné z: <http://markets.ft.com/research/Markets/Tearsheets/Constituents?s=CAC:PAR>
- [40] Ft.com. *GERMAN SE XETRA DAX INDEX Constituents* [online]. 2015 [cit. 2015-04-18]. Dostupné z: <http://markets.ft.com/research/Markets/Tearsheets/Constituents?s=DAXX:GER>
- [41] Ft.com. *FTSE 100 Index Constituents* [online]. 2015 [cit. 2015-04-18]. Dostupné z: <http://markets.ft.com/research/Markets/Tearsheets/Constituents?s=FTSE:FSI>
- [42] Ft.com. *RTS Index Constituents* [online]. 2015 [cit. 2015-04-18]. Dostupné z: <http://markets.ft.com/research/Markets/Tearsheets/Constituents?s=RTSI:RTF>
- [43] GISSER, Micha a Thomas H. GOODWIN. Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions. *Journal of Money, Credit and Banking* [online]. 1986, roč. 18 č. 1 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1992323?sid=21105929255811&uid=4&uid=2&uid=3737856>
- [44] HAMILTON, D. James. Causes and consequences of the oil shock of 2007–08. *Brookings Papers on Economic Activity, Spring* [online]. 2009 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w15002.pdf>
- [45] HAMILTON, D. James. Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy* [online]. 1983 roč. 91, č. 2 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://digidownload.libero.it/rocco.mosconi/Hamilton1983.pdf>
- [46] HAMILTON, D. James. Understanding crude oil prices. *Energy Journal* [online]. 2009, roč. 30 č. 2 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w14492.pdf>

- [47] HEARN, Allen Bruce a Shuk Yin MAN. An Examination of Price Integration Between Stock Market and International Crude Oil Indices: Evidence from China. *Applied Economics Letters* [online]. 2010, roč. 18 č. 16 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1724303
- [48] HENRIQUES, Irene a Perry SADORSKY. Oil prices and stock prices of alternative energy companies. *Energy Economics* [online]. 2008 roč. 30 č. 3 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988307001399>
- [49] Hospodářské noviny. *Ročenka 2003* [online]. 2004 [cit. 2015-03-20]. Dostupné z: <http://archiv.ihned.cz/index.php?p=50R003>
- [50] Hospodářské noviny. *Světlu letos hrozí další ropný šok* [online]. 2011 [cit. 2015-03-20]. Dostupné z: <http://archiv.ihned.cz/c1-51028850-svetu-letos-hrozi-dalsi-ropny-sok>
- [51] CHOI, Kyongwook a Shawkat HAMMOUDEH. Volatility behavior of oil, industrial commodity and stock markets in a regime-switching environment. *Energy Policy* [online]. 2010, roč. 38 č. 8 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421510002570>
- [52] KILIAN, Lutz. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *The American Economic Review* [online]. 2009, roč. 99 č. 3 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: http://bwl.univie.ac.at/fileadmin/user_upload/lehrstuhl_ind_en_uw/lehre/ws1011/SE_Int._Energy_Mgmt/Buchner.pdf
- [53] LOUNGANI, Prakash. Oil price shocks and the dispersion hypothesis. *The Review of Economics and Statistics* [online]. 1986, roč. 68 č. 3 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1926035?sid=21105929252391&uid=4&uid=2&uid=3737856>
- [54] MILLER, J. Isaac a Ronald A. RATTI. Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics* [online]. 2009, roč. 31 č. 4 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988309000206>
- [55] MORK, Knut Anton. Oil and the macroeconomy when prices go up and down: An extension of Hamilton's results. *Journal of Political Economy* [online]. 1989, roč. 97 č. 3 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1830464?sid=21105929255811&uid=3737856&uid=4&uid=2>
- [56] ONO, Shigeki. Oil Price Shocks and Stock Markets in BRICs. *The European Journal of Comparative Economics* [online]. 2011, roč. 8 č. 1 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z:

- <http://eaces.liuc.it/18242979201101/182429792011080102.pdf>
- [57] PARK, Jungwook a Ronald A. RATTI. Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries. *Energy Economics* [online]. 2008 roč. 30 č. 5 [cit. 2015-01-20]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988308000571>
- [58] Patria online. *Ceny ropy rostou a opět se začíná hovořit o ropném vrcholu* [online]. 2012 [cit. 2015-03-20]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/zpravodajstvi/2053274/ceny-ropy-rostou-a-opet-se-zacina-hovorit-o-ropnem-vrcholu.html>
- [59] Patria online. *Kontango na ropě dělá vrásky ETF investorům* [online]. 2015 [cit. 2015-03-20]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/zpravodajstvi/2824974/kontango-na-rope-dela-vrasky-etf-investorum.html>
- [60] Patria online. *Ropa se sune stále níž, Brent prorazil úroveň 52 USD* [online]. 2015 [cit. 2015-03-20]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/zpravodajstvi/2815283/ropa-se-sune-stale-niz-brent-prorazil-uroven-52-usd.html>
- [61] REUTERS. *Saudis block OPEC output cut, sending oil price plunging* [online]. 2014 [cit. 2015-03-20]. Dostupné z: <http://uk.reuters.com/article/2014/11/27/uk-opec-meeting-idUKKCN0JB0M420141127>
- [62] The Economist. *Buttonwood: Feeling peaky* [online]. 2012 [cit. 2015-03-20]. Dostupné z: <http://www.economist.com/node/21553034>
- [63] VESELÝ, Daniel. *Vícerozměrné finanční časové řady*. Praha, 2011. Diplomová práce. Univerzita Karlova v Praze, Matematicko-fyzikální fakulta, Katedra pravděpodobnosti a matematické statistiky.
- [64] U.S. Energy Information Administration. *Europe Brent Spot Price FOB (Dollars per Barrel)* [online]. 2015 [cit. 2015-01-10]. Dostupné z: http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm
- [65] Yahoo Finance. *CAC 40 (^FCHI) – Paris* [online]. 2015 [cit. 2015-01-10]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=^FCHI+Historical+Prices>
- [66] Yahoo Finance. *DAX (^GDAXI) – XETRA* [online]. 2015 [cit. 2015-01-10]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=^GDAXI+Historical+Prices>
- [67] Yahoo Finance. *FTSE 100 (^FTSE) – FTSE* [online]. 2015 [cit. 2015-01-10]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=^FTSE+Historical+Prices>
- [68] Yahoo Finance. *RTSI INDEX (^RTS.RS) – RUS* [online]. 2015 [cit. 2015-01-10]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=RTS.RS+Historical+Prices>

Seznam zkratek

AC	Autocorrelation
ADF	The Augumented Dickey – Fuller test
AIC	Akaike information criterion
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
ARCH-LM	ARCH test Langrangeových multiplikátorů
ARMA	Autoregressive moving average
BIC	Bayesian information criterion
BRIC	Economies of Brazil, Russia, India and China
CAC	Cotation Assistée en Continu
CCC	Constant Conditional Correlation
DAX	Deutscher Aktien Index
DCC	Dynamic Conditional Correlation
DF	Dickey – Fuller test
EGARCH	Exponencial GARCH
ETF	Exchange-traded fund
EU	Evropská unie
FTSE	Financial Times Stock Exchange
GARCH	Generalized ARCH
GED	General Error Distribution
GJR-GARCH	Glosten Jagannathan Runkle GARCH
HDP	Hrubý domácí produkt
ICE	Intercontinental Exchange
IEA	Mezinárodní agentura pro energii (International Energy Agency)
IPE	International Petroleum Exchange
JB	Jarque-Bera test
KU	Kurtosis
M-GARCH	Multivariate GARCH
MMF	Mezinárodní měnový fond
NASDAQ	National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NYMEX	New York Mercantile Exchange
OGARCH	Orthogonal GARCH

OPEC	Organizace zemí vyvážejících ropu (Organization of the Petroleum Exporting Countries)
OTC	over-the-counter (obchodování „přes přepážku“)
PAC	Partial Autocorrelation
PROB.	Probability
QMLE	Quasi-Maximum Likelihood Estimator
RTS	Russian Trading System
SBC	Schwarz Bayesian information criterion
SIMEX	Singapore International Monetary Exchange
SK	Skewness
VaR	Value at Risk
VAR	Vector Autoregressive Model
VEC	Vector Error-Correction
WTI	West Texas Intermediate

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠBTUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 25. dubna 2015


.....
Antonín Konečný

Seznam příloh

- Příloha č. 1 Složení báze indexu CAC 40 k datu 17. dubna 2015
- Příloha č. 2 Složení báze indexu DAX k datu 17. dubna 2015
- Příloha č. 3 Složení báze indexu FTSE 100 k datu 17. dubna 2015
- Příloha č. 4 Složení báze indexu RTS k datu 17. dubna 2015
- Příloha č. 5 Deskriptivní statistiky a histogram rozdělení četností výnosů časových řad
- Příloha č. 6 Testování reziduí odhadnutých modelů – test normality
- Příloha č. 7 Testování reziduí odhadnutých modelů – test autokorelace
- Příloha č. 8 Testování reziduí odhadnutých modelů – test heteroskedasticity